



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO
PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

ESTIMAÇÃO DE UM SISTEMA DE DEMANDA PARA O BRASIL

LUCIANO DE GUSMÃO VELOSO

ORIENTADOR: PROF. DR. ANTONIO CARLOS FIORENCIO
SOARES DA CUNHA

Rio de Janeiro, 28 de dezembro de 2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

“ESTIMAÇÃO DE UM SISTEMA DE DEMANDA PARA O BRASIL”

LUCIANO DE GUSMÃO VELOSO

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Economia Empresarial

ORIENTADOR: PROF. DR. ANTONIO CARLOS FIORENCIO SOARES DA CUNHA

Rio de Janeiro, 28 de dezembro de 2006.

‘ESTIMAÇÃO DE UM SISTEMA DE DEMANDA PARA O BRASIL’

LUCIANO DE GUSMÃO VELOSO

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Economia Empresarial

Avaliação:

BANCA EXAMINADORA:

PROF. DR. ANTONIO CARLOS FIORENCIO SOARES DA CUNHA (Orientador)
Instituição: IBMEC

PROF. DR. OSMANI TEIXEIRA DE CARVALHO GUILLÉN
Instituição: IBMEC

PROF. DR. RONALDO SERÔA DA MOTTA
Instituição: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Rio de Janeiro, 28 de dezembro de 2006.

330
V432

Veloso, Luciano de Gusmão.

Estimação de um sistema de demanda para o Brasil / Luciano de Gusmão Veloso. - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc. 2006.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia das Faculdades Ibmecc, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Empresarial

1. Economia. 2. Demanda e oferta.

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos meus pais, cuja influência me leva a desejar sempre a aprender mais.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

RESUMO

O presente estudo tem por intuito contribuir para a literatura de estudos empíricos de demanda no Brasil a partir da estimação de um sistema de demanda em dois estágios orçamentários, com ênfase no dispêndio em alimentos dentro do domicílio, adotando-se a especificação LA/AIDS e testando a validade de sua extensão quadrática (QUAIDS) proposta por Banks, Blundell e Lewbel (1997), aplicadas aos microdados disponíveis da POF 2002-03. Os objetivos deste estudo são os cálculos das elasticidades da renda (dispêndio), das elasticidades-preço da demanda e dos parâmetros que permitem ter a dimensão das disparidades regionais e da heterogeneidade das preferências dos domicílios em função das características de seus membros.

Palavras Chave: Orçamentação em dois estágios; Sistema de demanda; *Almost Ideal Demand System* (AIDS); *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS); Elasticidades da demanda por alimentos.

ABSTRACT

The present study intends to contribute to the literature on empirical studies of demand in Brazil starting with the estimation of a two-stage budgeting demand system, with emphasis on household food expenditure, adopting the LA/AIDS specification and testing the validity of its quadratic extension (QUAIDS) proposed by Banks, Blundell e Lewbel (1997), applied to the available microdata of POF 2002-03. The goals of this study are the estimations of income (expenditure) elasticity, price elasticity and the parameters that allow a scaling of the regional disparities and the heterogeneity of household preferences in accordance to its members characteristics.

Key Words: Two-stage budgeting; Demand system; Almost Ideal Demand System (AIDS); Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS); Food demand elasticities.

LISTA DE FIGURAS

Figura 4-1 – Variação percentual e IPCA acumulado.....	70
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 2-1 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos irrestrito e homogêneo	17
Tabela 2-2 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos AIDS e QUAIDS	20
Tabela 2-3 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos AIDS e QUAIDS	22
Tabela 2-4 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos	24
Tabela 2-5 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo	26
Tabela 2-6 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos	27
Tabela 2-7 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo para os anos de 1987-88 e 1995-96	30
Tabela 2-8 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo	32
Tabela 2-9 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos	34
Tabela 4-1 – Proporção de domicílios que adquiriram bens e serviços contidos nas categorias de consumo e de alimentos	64
Tabela 4-2 – Participações orçamentárias das categorias de consumo (primeiro estágio) e das categorias alimentares (segundo estágio)	65
Tabela 4-3 – Logaritmo dos preços normalizados do primeiro e segundo estágios (período base em 15/01/03 = 1)	69
Tabela 4-4 – Renda, dispêndio, índice de preços (Laspeyres), variáveis geográficas e demográficas	73
Tabela 5-1 – Testes das restrições de homogeneidade e simetria do primeiro estágio	80
Tabela 5-2 – Cálculo dos autovalores das matrizes K dos modelos restritos LA/AIDS e QUAIDS do primeiro estágio	82
Tabela 5-3 – Testes de Wald das variáveis demográficas, geográficas e dos termos quadráticos dos modelos LA/AIDS e QUAIDS do primeiro estágio	83
Tabela 5-4 – Distribuição das elasticidades-dispêndio por classes de dispêndio total	88
Tabela 5-5 – Distribuição das elasticidades-preço próprias não-compensadas por classes de dispêndio total	92
Tabela 5-6 – Testes das restrições de homogeneidade e simetria do segundo estágio	95
Tabela 5-7 – Cálculo dos autovalores das matrizes K dos modelos restritos LA/AIDS e QUAIDS do segundo estágio	96
Tabela 5-8 – Testes de Wald das variáveis demográficas, geográficas e dos termos quadráticos dos modelos LA/AIDS e QUAIDS do segundo estágio	97
Tabela 5-9 – Distribuição das elasticidades-dispêndio por classes de dispêndio alimentar	103

Tabela 5-10 – Distribuição das elasticidades-preço próprias não-compensadas por classes de dispêndio alimentar	107
Tabela 5-11 – Elasticidades-preço compensadas por classes de dispêndio alimentar	109
Tabela 5-12 – Elasticidades totais	111
Tabela A-1 – Índices de preços adotados em cada UF.....	126
Tabela B-1 – Estimativas irrestritas do modelo LA/AIDS do primeiro estágio.....	129
Tabela B-2 – Estimativas irrestritas do modelo QUAIDS do primeiro estágio	130
Tabela B-3 – Estimativas restritas do modelo LA/AIDS do primeiro estágio	131
Tabela B-4 – Estimativas restritas do modelo QUAIDS do primeiro estágio.....	132
Tabela B-5 – Estimativas irrestritas do modelo LA/AIDS do segundo estágio	133
Tabela B-6 – Estimativas irrestritas do modelo QUAIDS do segundo estágio.....	134
Tabela B-7 – Estimativas restritas do modelo LA/AIDS do segundo estágio	135
Tabela B-8 – Estimativas restritas do modelo QUAIDS do segundo estágio	136

LISTA DE ABREVIATURAS

AIDS	<i>Almost Ideal Demand System</i>
BTL	<i>Basic Translog</i>
ENDEF	Estudo Nacional de Despesa Familiar
FAO	<i>Food and Agriculture Organization</i>
FES	<i>Family Expenditure Survey</i>
FIML	<i>Full Information Maximum Likelihood</i>
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPCA-E	Índice de Preços ao Consumidor Amplo Especial
ISTAT	Instituto Nacional de Estatística da Itália
ISUR	<i>Interactive Seemingly Unrelated Regression</i>
LA/AIDS	<i>Linear Approximation Almost Ideal Demand System</i>
LES	<i>Linear Expenditure System</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MV	Máxima Verossimilhança
OMS	Organização Mundial de Saúde

PIGL	<i>Price Independent Generalized Linear</i>
PIGLOG	<i>Price Independent Generalized Logarithmic</i>
POF	Pesquisa de Orçamentos Familiares
QUAIDS	<i>Quadratic Almost Ideal Demand System</i>
RM	Região Metropolitana
RPDI	<i>Regional Price Difference Indexes</i>
SINPC	Sistema Nacional de Índice de Preços ao Consumidor
SM	Salário-mínimo
SUR	<i>Seemingly Unrelated Regression</i>
UC	Unidade de Consumo
UF	Unidade da Federação

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DA LITERATURA	4
2.1	CURVAS DE ENGEL.....	4
2.2	SISTEMAS DE DEMANDA	8
2.3	ESTUDOS EMPÍRICOS DE DEMANDA COM BASE NO MODELO AIDS/QUAIDS.....	16
2.3.1	Trabalhos Empíricos de Demanda Internacionais	16
2.3.2	Trabalhos Empíricos de Demanda no Brasil	28
3	ESTRUTURA TEÓRICA	35
3.1	SEPARABILIDADE E ORÇAMENTAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS.....	35
3.2	O MODELO AIDS/QUAIDS COM ORÇAMENTAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS	41
3.3	ELEMENTOS METODOLÓGICOS.....	51
3.3.1	Efeitos Geográficos e Demográficos	52
3.3.2	Índice de Preços	52
4	DADOS E ESTIMAÇÃO	56
4.1	A PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES 2002-03.....	56
4.2	SELEÇÃO DA AMOSTRA E ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS	61
4.3	O PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO	75
5	RESULTADOS	79
5.1	PRIMEIRO ESTÁGIO ORÇAMENTÁRIO.....	79
5.1.1	Testes das Restrições e Análise dos Parâmetros.....	79
5.1.2	Elasticidades	87
5.2	SEGUNDO ESTÁGIO ORÇAMENTÁRIO.....	94
5.2.1	Testes das Restrições e Análise dos Parâmetros.....	94
5.2.2	Elasticidades.....	101

6 CONCLUSÃO	113
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	117
APÊNDICE A - TRATAMENTO DOS MICRODADOS DA POF 2002-03	122
APÊNDICE B - TABELAS DE RESULTADOS DAS REGRESSÕES	128

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre o dispêndio domiciliar são de considerável importância por causa da utilidade dos parâmetros estimados em diversas questões-chave. A abrangência destas questões se estende desde aspectos puramente comportamentais de previsão de demanda e estudos de mercado, passando pela construção de medidas de desigualdade e pobreza, a formulação de políticas públicas e a análise de incidência de tributos, exigindo estimativas confiáveis de elasticidades da demanda.

Tradicionalmente, sistemas de demanda completos consistentes com a teoria do consumidor foram estimados com base em dados extraídos de séries temporais das Contas Nacionais de países desenvolvidos. Em contrapartida, a análise de dados de Orçamentos Familiares, tais como os utilizados pelo estudo pioneiro de Engel (1895), se concentraram na estimação de elasticidades-renda (dispêndio) para um único período, dessa forma ignorando variações de preços. Apenas após a disponibilidade periódica de microdados, em especial no Reino Unido e nos Estados Unidos, é que se tornaram mais frequentes nas últimas décadas, os estudos de demanda com dados orçamentários com estimativas de elasticidades-preço. Já nos países em desenvolvimento é relativamente limitado o número de trabalhos empíricos acerca do comportamento do consumidor.

A razão para relativa escassez da literatura de trabalhos empíricos de demanda em países em desenvolvimento é a baixa disponibilidade de séries temporais de dados sobre preços com o nível desejado de desagregação por produto e, em nível regional, que tornem viáveis estimações sofisticadas de demanda. No Brasil, as pesquisas orçamentárias com abrangência nacional se iniciam com o Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF), realizado entre os anos de 1974 e 1975, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mas que ainda excluía as áreas rurais da Região Norte e Centro-Oeste, sendo a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-03, realizada pelo mesmo órgão, a única pesquisa com cobertura efetivamente nacional¹.

A não consideração das disparidades regionais e das características demográficas específicas dos domicílios pode levar ao comprometimento de diversas políticas públicas a serem postas em prática em um país tão diverso quanto o Brasil. Por exemplo, para tornar mais efetiva a formulação de uma política de subsídios a alimentos, é possível utilizar o conhecimento de parâmetros comportamentais específicos de uma região para se localizar aqueles mais vulneráveis à insegurança alimentar, informação esta que não pode ser obtida com dados agregados em nível nacional.

Os objetivos deste estudo são os cálculos das elasticidades da renda (dispêndio), das elasticidades-preço da demanda e dos parâmetros que permitem ter a dimensão das disparidades regionais e da heterogeneidade das preferências dos domicílios em função das características de seus membros. Para tal, é estimado um sistema de demanda com orçamentação em dois estágios para o Brasil, aplicando-se o modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS), proposto por Deaton e Muellbauer (1980a), e testando sua extensão

¹ As POFs de 1987-88 e 1995-96 tiveram suas abrangências restritas às Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além dos municípios de Goiânia e o Distrito Federal.

quadrática (QUAIDS), desenvolvida recentemente por Banks, Blundell e Lewbel (1997), a partir dos microdados disponíveis da POF 2002-03. A ênfase deste trabalho será dada ao dispêndio alimentar, objeto da estimação no segundo estágio orçamentário.

No próximo capítulo (Capítulo 2) são apresentados os principais conceitos utilizados em análises de demanda e uma revisão da literatura de estudos empíricos que utilizam a metodologia AIDS/QUAIDS; o Capítulo 3 se dedica aos aspectos teóricos (separabilidade das preferências, orçamentação em dois estágios, escolha do índice de preços) que dizem respeito ao modelo adotado; o Capítulo 4 trata da análise descritiva dos dados e do procedimento de estimação; no Capítulo 5 é realizada a análise dos resultados; e no último capítulo são apresentadas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo introduz os conceitos e as propriedades dos sistemas de demanda a partir da análise da evolução dos estudos empíricos de demanda desde o trabalho pioneiro de Ernst Engel, em 1895, passando pelas contribuições ao longo de todo o século XX, principalmente após a década de 30. Não se trata de uma resenha exaustiva da literatura, mas de sim de um acompanhamento de como a teoria econômica passou a desempenhar papel central na elaboração dos estudos empíricos na atualidade e quais os trabalhos fundamentais que levaram ao desenvolvimento do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS), assim como o da sua extensão quadrática (QUAIDS). Dessa forma, a primeira seção (2.1) trata da conceituação mais moderna das Curvas de Engel; a seção seguinte (2.2) trata dos Sistemas de Demanda, que pode ser visto como uma evolução do conceito definido na seção anterior; e a seção final (2.3), dividida em duas partes, apresenta os resultados dos trabalhos precursores com a metodologia AIDS/QUAIDS, assim como estudos recentes internacionais, com ênfase na análise do dispêndio alimentar (subseção 2.3.1), e estudos de demanda com a referida metodologia no Brasil (subseção 2.3.2).

2.1 CURVAS DE ENGEL

Uma curva de Engel é a função que descreve de que forma os dispêndios de um consumidor, em certos bens ou serviços, se relacionam com seus recursos totais mantendo-se fixos os preços, de maneira que $q_i = g_i(x, z)$, onde q_i é a quantidade consumida do bem i , x é a renda,

riqueza ou total de gastos em bens e serviços, z é um vetor de outras características do consumidor, como idade e composição do domicílio. Para evitar-se o problema de alocação da renda entre o consumo de bens e serviços e o quanto poupar (ou “despoupar”), é comum considerar como recurso disponível o gasto total. Portanto, a partir desta definição as curvas de Engel podem ser consideradas como funções de demanda Marshallianas em que os preços de todos os bens são mantidos fixos [Lewbel (2006)].

O termo curva de Engel também pode ser utilizado para descrever uma dependência empírica de q_i em relação à x e z dentro de uma população de consumidores amostrados em um lugar e período. Esta curva de Engel estatística apenas coincide com a definição teórica dada acima caso seja respeitada a regra de que todos os consumidores amostrados se deparam com os mesmos preços no ato da compra e que todos os consumidores possuem as mesmas preferências após serem condicionadas por z . Tendo em vista que raramente estas condições se mantêm, é importante fazer a distinção entre estas duas definições [Lewbel (2006)].

Esta função recebeu tal denominação em homenagem a Ernst Engel que, em 1895 publicou um estudo sobre como os gastos em alimentação pelos domicílios variam com a renda, utilizando para dados de famílias da classe trabalhadora na Bélgica. Ele constatou que a despesa com alimentação é uma função crescente da renda e do tamanho da família, mas a participação do gasto com alimentação no orçamento familiar decresce com a renda, relação esta que passou a ser conhecida como Lei de Engel.

Seguindo o estudo empírico de Engel, Allen e Bowley (1935) foram os pioneiros em conectar consistentemente esta linha de trabalho com a teoria da utilidade. De posse de dados sobre um conjunto de países os autores estimaram as seguintes curvas de Engel lineares:

$$q_i = a_i + b_i x \quad (2.1)$$

Os erros encontrados no estudo foram tão elevados que levaram a conclusão por parte dos autores, de que existia uma considerável heterogeneidade nas preferências entre os consumidores.

A forma usual das curvas de Engel em termo da participação do produto i em relação à x , denominado w_i , e $\log(x)$ se deve a Working (1943), mas passou a ser conhecido como modelo Working-Leser, em função de ter sido Leser (1963) o responsável por estabelecer esta forma funcional como sendo a com o melhor ajuste aos dados quando comparado as suas alternativas [Lewbel (2006)]. O modelo de Working-Leser pode ser formalizado da seguinte forma:

$$w_i \equiv \frac{p_i q_i}{x_i} = \alpha_i + \beta_i \ln(x) \quad (2.2)$$

para os parâmetros α_i e β_i , geralmente, funções dos preços. Como $\sum w_i = 1$ (condição *adding-up*), é necessário que ocorra $\sum \alpha_i = 1$ e $\sum \beta_i = 0$ ². Fazendo $x = c(u, \mathbf{p})$ ³ e utilizando-se a identidade de Roy é possível rearranjar a equação (2.2) de maneira a obtê-la na forma diferencial:

$$w_i = \frac{\partial \ln c(u, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i} = \alpha_i(\mathbf{p}) + \beta_i(\mathbf{p}) \partial \ln c(u, \mathbf{p}) \quad (2.3)$$

² Caso (2.2) seja estimado equação por equação através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os parâmetros estimados $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\beta}_i$ satisfazem automaticamente estas condições.

³ A função custo representa o custo mínimo de se atingir o nível de utilidade u aos preços p . Formalmente, $c(u, p) = \min_q [p \cdot q : v(q) = u]$, onde $v(q)$ representa a função utilidade do consumidor.

permitindo, assim, encontrar a solução geral a seguir:

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = (1-u) \ln a(\mathbf{p}) + u \ln b(\mathbf{p}) \quad (2.4)$$

onde, $\alpha_i(\mathbf{p}) = (a_i \ln b - b_i \ln a) / (\ln b - \ln a)$ e $\beta_i(\mathbf{p}) = b_i / (\ln b - \ln a)$ para $a_i = \partial \ln a / \partial \ln p_i$ e $b_i = \partial \ln b / \partial \ln p_i$. A equação (2.4) define uma função custo como sendo média geométrica ponderada pela utilidade u das funções homogêneas lineares $a(\mathbf{p})$ e $b(\mathbf{p})$ representando, respectivamente, as funções custo dos muito pobres ($u = 0$) e os muito ricos ($u = 1$). Tais preferências pertencem à classe de preferências denominada por Muellbauer (1975), (1976) e como PIGLOG (*Price Independent Generalized Logarithmic*) [Deaton (1986)]. A função custo definida em (2.4) é fundamental para a formulação do modelo AIDS, desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980a), e especificado em detalhes no próximo capítulo.

A principal razão para o cálculo das curvas de Engel é a estimativa de elasticidades-renda. Pela equação (2.2) é possível obter a fórmula da elasticidade-renda como sendo:

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (2.5)$$

Com os produtos sendo classificados em bens inferiores, normais ou de luxo caso o valor de e_i seja, respectivamente, menor do que zero, entre zero e um, e acima de um.

As demais características demográficas do consumidor, o vetor z , também podem explicar variações na demanda em uma análise pura de corte transversal (*cross section*). Tipicamente utilizam-se como variáveis explicativas o número, idade e gênero dos membros do domicílio

ou família, medidas de localização, raça e etnia, efeitos sazonais e condição de ocupação no mercado de trabalho [Lewbel (2006)].

Uma limitação do modelo original de Working-Leser é o fato da demanda não ser função dos preços, supostos fixos. A maior periodicidade na realização de pesquisas orçamentárias e de mercado nas economias mais desenvolvidas, em que diferentes tomadas de preços tornaram-se disponíveis, viabilizou o surgimento de modelos que permitissem a hipótese de preços flexíveis. Inicialmente, tais modelos tinham em comum o fato de serem análises realizadas produto a produto, de forma isolada, sendo impossível impor ou testar todas as hipóteses da teoria do consumidor, em especial as restrições de simetria e a negatividade da matriz substituição de Slutsky. Foi apenas com o trabalho de Stone (1954), com a introdução do Sistema Linear de Dispendio (*Linear Expenditure System* – LES), a ser apresentado na próxima seção, que tal limitação pôde ser finalmente superada, tornando-se um importante marco na análise empírica de demanda.

2.2 SISTEMAS DE DEMANDA

Os primeiros estudos empíricos de demanda eram caracterizados pelo extensivo uso de técnicas de uma equação centradas na mensuração de elasticidades. As medidas de elasticidades possuem um grande apelo por serem facilmente compreendidas, convenientemente adimensionais e por serem diretamente medidas como parâmetros de equações de regressão lineares na forma logaritma dos preços e dos gastos [Deaton e Muellbauer (1980b)].

Esta abordagem tem a vantagem de ser bastante flexível em termo das formas funcionais das equações a serem estimadas, podendo variar de acordo com os produtos e as categorias de

consumo considerados, sendo a homogeneidade a única restrição teórica com consequência imediata nestes modelos [Deaton e Muellbauer (1980b)]. A teoria econômica só passou a desempenhar um papel mais relevante na medida em que a evolução da análise empírica de demanda moveu-se para esforço de estimação dos sistemas de demanda.

Das propriedades da função de demanda, a única formalmente apresentada até este ponto e comum à análise das curvas de Engel, foi a de *adding-up*. Esta estabelece que o valor total da demanda, seja ela Marshalliana ou Hicksiana, é igual ao total do dispêndio. Com a introdução dos preços, as demais propriedades das funções de demanda (homogeneidade, simetria e negatividade) passam ter, então, a possibilidade de serem testadas empiricamente e, em alguns casos, impostas no momento de estimar as equações pertencentes aos sistemas de demanda.

Por homogeneidade se entende que as funções de demanda são homogêneas de grau zero nos preços no caso das demandas Hicksianas, enquanto que são homogêneas de grau zero nos preços e dispêndio total quando se tratarem de funções de demanda Marshallianas, ou seja, para um escalar qualquer $\theta > 0$,

$$h_i(u, \theta \mathbf{p}) = h_i(u, \mathbf{p}) = g_i(\theta x, \theta \mathbf{p}) = g_i(x, \mathbf{p}) \quad (2.6)$$

onde, $h_i(u, \mathbf{p})$ e $g_i(x, \mathbf{p})$ são, respectivamente, as funções de demanda Hicksianas e Marshallianas [Deaton e Muellbauer (1980b)].

A propriedade de simetria diz respeito ao fato de que a derivada da função de demanda Hicksiana pelo bem i em relação ao preço do bem j é idêntica à derivada da demanda Hicksiana pelo bem j em relação ao preço do bem i . Em termos formais, sendo $\partial h_i(u, \mathbf{p}) = \partial c(u, \mathbf{p}) / \partial p_i$ para todo $i \neq j$ ($i, j = 1, 2, \dots, n$)

$$\frac{\partial h_i(u, \mathbf{p})}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 c(u, \mathbf{p})}{\partial p_j \partial p_i} = \frac{\partial^2 c(u, \mathbf{p})}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial h_j(u, \mathbf{p})}{\partial p_i} \quad (2.7)$$

A negatividade resulta diretamente da propriedade das derivadas, onde a matriz $n \times n$ de substituição de Slutsky, denominada \mathbf{S} , formada pelos elementos $\partial h_i(u, \mathbf{p}) / \partial p_j = s_{ij}$, é uma matriz de derivadas segundas de uma função côncava, sendo, portanto, negativa e semidefinitiva. Em conjunto, as propriedades de simetria e de negatividade determinam que a matriz \mathbf{S} é simétrica, negativa e semidefinitiva.

A testar a hipótese de homogeneidade significa avaliar se os consumidores sofrem de ilusão monetária ao consumir uma categoria ou produto especificamente. As restrições de simetria e negatividade são derivadas da existência de preferências consistentes, consequência direta dos axiomas da escolha racional por parte dos consumidores. Adicionalmente, sendo violada a propriedade de negatividade, o comportamento observado representa que os custos incorridos pelos agentes não foram inteiramente minimizados, ou de forma equivalente, que a utilidade não foi maximizada [Deaton (1986)].

Como mencionado, o trabalho de Stone (1954) foi pioneiro ao consistentemente utilizar e modificar a função de utilidade introduzida por Klein e Rubin (1948-1949) para desenvolver o modelo LES. O autor desenvolveu o modelo LES a partir de uma formulação linear da demanda, posteriormente impondo, algebricamente, as restrições teóricas de *adding-up*, homogeneidade e simetria. A equação (2.8), a seguir, representa a única forma que satisfaz estas restrições:

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i \left(x - \sum p_k \gamma_k \right) \quad (2.8)$$

com $\sum \beta_k = 1$. A respectiva função custo para (2.8) é

$$c(u, \mathbf{p}) = \sum p_k \gamma_k + u \prod p_k^{\beta_k} \quad (2.9)$$

que é côncava quando todos os β_i 's são positivos e x não é inferior a $\sum p_k \gamma_k$, de forma que $q_i \geq \gamma_i$ para todo i . Caso contrário, a equação não é derivada de uma maximização de utilidade restrita [Deaton (1986)].

As funções de utilidade direta e indireta do modelo LES são respectivamente:

$$v(\mathbf{q}) = \prod (q_k - \gamma_k)^{\beta_k} \quad (2.10)$$

$$\psi(x, \mathbf{p}) = (x - \sum p_k \gamma_k) / \prod p_k^{\beta_k} \quad (2.11)$$

A função utilidade indireta possui uma interpretação clara em termos de “dispêndio real” (deflacionado). Caso γ_i represente os requisitos mínimos de subsistência, apenas $(x - \sum p_k \gamma_k)$ está disponível para alocação discricionária, e sendo deflacionado por uma média geométrica dos preços fornecendo torna-se um indicador “real” de bem-estar [Deaton (1986)].

O Sistema Linear de Dispêndio foi derivado a partir da imposição algébrica de restrições teóricas a uma forma funcional particular. Uma alternativa é impor tais restrições estatisticamente, ou em outras palavras, estimando-se uma forma funcional geral com e sem restrições, para então testar a validade de se impor ou não as restrições. Esta abordagem vai

de encontro à proposta da imposição algébrica das restrições, que é a geração de graus de liberdade para a estimação, limitando o escopo da análise a um relativamente pequeno número de produtos [Deaton (1986)]. Ocorre, porém, que a emergência de abrangentes e periódicas bases de dados de consumo e de hipóteses adicionais que permitem que as decisões dos agentes possam ser tomadas em etapas (orçamentação em estágios – objeto do próximo capítulo) foram capazes de minimizar esta desvantagem.

Um dos modelos mais freqüentemente utilizado para se testar estatisticamente a teoria foi proposto inicialmente por Theil (1965) e Barten (1966) e recebeu a denominação de Modelo de Rotterdam. O ponto de partida do modelo é a especificação da seguinte função de demanda logaritma:

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log x + \sum_k e_{ik} \log p_k \quad (2.12)$$

onde e_i é a elasticidade-dispêndio total e e_{ik} é a elasticidade-preço cruzada do k -ésimo preço em relação ao i -ésimo produto demandado.

O passo seguinte é diferenciar totalmente a equação (2.12) de forma a obter:

$$d \log q_i = e_i d \log x + \sum_j e_{ij} d \log p_j \quad (2.13)$$

Utilizando-se a decomposição de Slutsky é possível escrever $e_{ij} = e_{ij}^* - e_i w_j$, onde e_{ij}^* é elasticidade-preço compensada, de forma que (2.13) se torna

$$d \log q_i = e_i \left(d \log x - \sum_k w_k d \log p_k \right) + \sum_j e_{ij}^* d \log p_j \quad (2.14)$$

Multiplicando-se a equação (2.14) por w_i tem-se, finalmente

$$w_i d \log q_i = b_i d \log \bar{x} + \sum_j c_{ij} d \log p_j \quad (2.15)$$

onde $d \log \bar{x} = d \log x - \sum w_k d \log p_k = \sum w_k d \log q_k$, $b_i = w_i e_i = p_i (\partial q_i / \partial x)$, $c_{ij} = w_i e_{ij}^* = (p_i p_j s_{ij}) / x$. A quantidade $d \log \bar{x}$, também chamada índice Divisia de volume, representa a variação proporcional no dispêndio real total, com o parâmetro b_i representando a propensão marginal a consumir do i -ésimo produto [Deaton (1986)].

A restrição de homogeneidade esta pode ser imposta e testada, equação por equação através de $\sum_k c_{jk} = 0$, para todo j . Já a restrição de simetria apenas determina que, para todo i e j , $c_{ij} = c_{ji}$. Como todos os preços e o dispêndio são positivos, avalia-se a restrição de negatividade da matriz substituição \mathbf{S} com base na matriz \mathbf{C} , formada pelos (i, j) termos de c_{ij} .

Uma abordagem mais recente para testar as restrições teóricas, conhecida como “forma funcional flexível”, se baseia no trabalho de Diewert (1971). Este método pretende aproximar a função utilidade direta, utilidade indireta ou de custo através de uma forma funcional específica que possua parâmetros suficientes para ser considerada uma aproximação razoável de qualquer que seja a verdadeira forma funcional desconhecida [Deaton e Muellbauer (1980b)]. Christensen, Jorgenson e Lau (1975) desenvolveram um modelo com esta característica, onde uma função de utilidade indireta é aproximada por uma forma quadrática da razão entre o logaritmo dos preços e o dispêndio, intitulado “modelo translogaritmo indireto” ou Translogaritmo Básico (*Basic Translog* - BTL).

O modelo BTL é definido a partir da seguinte função de utilidade indireta:

$$\log \psi(\mathbf{v}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log v_i + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \beta_{ji} \log v_i \log v_j \quad (2.16)$$

com $v_i = p_i/x$. Aplicando a identidade de Roy à (2.16) tem-se o seguinte sistema de equações em termos de participação orçamentária:

$$w_i = \frac{\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \log v_j}{\sum_j \alpha_j + \sum_k \sum_j \beta_{kj} \log v_j} \quad (2.17)$$

As restrições de *adding-up* e simetria implicam que $\sum_i \alpha_i = 1$ e $\beta_{ji} = \beta_{ij}$, para todo i e j , e a homogeneidade é garantida pela normalização dos preços pela renda (dispêndio). Já o modelo translogaritmo direto é capaz de aproximar a função de utilidade direta da mesma estrutura da equação (2.17), tendo, porém, q_i no lugar v_i . A diferença entre os modelos é que no primeiro as participações orçamentárias são determinadas por ajustamentos nas quantidades demandadas a partir de variações exógenas dos preços, enquanto que no último são os preços que se ajustam em resposta às variações exógenas nas quantidades consumidas [Deaton (1986)].

Outro modelo de forma funcional flexível que guarda afinidade com o modelo translogaritmo é o AIDS, mas que se diferencia principalmente por ser uma aproximação de segunda ordem de uma função de custo desconhecida, ao invés de uma função de utilidade direta ou indireta.

Ambos os modelos AIDS e BTL são aproximações de primeira ordem de funções de demanda sujeitas à teoria do consumidor, ou seja, eles automaticamente possuem matrizes de substituição simétricas, são homogêneos e obedecem à restrição de *adding-up*. Porém, salvo em casos particulares, nem a função custo do modelo AIDS é globalmente côncava nem a função de utilidade indireta do modelo BTL é globalmente convexa, sendo classificados como “modelos localmente flexíveis” [Fisher, Fleissig e Serletis (2001)]. Dada esta limitação, recentemente foram desenvolvidos modelos com mais regiões de regularidade e capazes de aproximar curvas de Engel não lineares, como é o caso da extensão quadrática do modelo AIDS, intitulada QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), também objeto do próximo capítulo, apresentado por Banks, Blundell e Lewbel (1997)⁴.

Apesar de ser mais recente do que o modelo translogaritmo, o modelo AIDS é razoavelmente mais simples de ser estimado caso seja adotada sua aproximação linear (LA/AIDS), obtida a partir da adoção de um índice de preços pré-selecionado adequado. Por esta razão, o modelo AIDS ganhou considerável popularidade em estudos empíricos de demanda nas mais de duas décadas que sucederam sua apresentação, principalmente nos campos da economia agrícola e na formulação de políticas públicas (tributação de bens alimentícios).

Os modelos LES, Rotterdam, BTL e AIDS/QUAIDS estão longe de exaurir todas as possibilidades de sistemas de demanda e diversas alternativas existem na literatura especializada⁵. A intenção, até este ponto, foi a de apresentar de que forma se desenvolveu a análise aplicada de demanda nas últimas décadas, com a teoria econômica passando a ter um

⁴ Blundell, Pashardes e Weber (1993) propuseram anteriormente uma formulação quadrática do modelo AIDS aqui denominada BPW-QUAIDS. No entanto, como autores observam em seu artigo original, fundamentalmente a matriz de coeficientes relacionados à renda (dispêndio) do modelo BPW-QUAIDS possui o mesmo posto do modelo AIDS, igual a dois [ver o Teorema 1, em Banks, Blundell e Lewbel (1997, p.352)].

⁵ Dentre as demais especificações freqüentemente utilizadas em análises de mercado, principalmente no caso de bens que apresentam algum grau de diferenciação, é possível mencionar os modelos Logit, Nested Logit, Random Effect Logit e Log-Log. Para uma comparação em termos das propriedades de flexibilidade, agregação, imposição das restrições teóricas e estimação ver Hausman e Leonard (2005).

papel fundamental na elaboração de modelos, principalmente no que se refere aos testes para validar as restrições sugeridas pela teoria do consumidor e os axiomas da escolha⁶.

2.3 ESTUDOS EMPÍRICOS DE DEMANDA COM BASE NO MODELO AIDS/QUAIDS

Como o objetivo deste estudo é desenvolver um sistema de demanda para o Brasil, com ênfase em alimentos, esta seção é dedicada a comentar os resultados dos trabalhos precursores de Deaton e Muellbauer (1980a) e Banks, Blundell e Lewbel (1997), além de estudos recentes adotando o modelo AIDS/QUAIDS com ênfase no dispêndio em alimentação internacionais: Moro e Sckokai [2000]; Abdulai e Aubert [2004]; e Decoster e Vermeulen [1998], e no Brasil: Asano e Fiuza (2001); Menezes *et. al.* (2002); e Menezes, Silveira e Azzoni (2005).

2.3.1 Trabalhos Empíricos de Demanda Internacionais

Deaton e Muellbauer (1980a) testaram o modelo AIDS com dados de consumo anuais para a Grã-Bretanha de 1954 a 1974, resultando em um total de 21 (vinte e uma) observações, adotando uma classificação de categoria de consumo de bens não-duráveis contendo 8 (oito) grupos: Alimentos; Vestuário; Habitação; Combustíveis; Bebidas e fumo; Transporte e comunicação; Outros bens; e Outros serviços.

Inicialmente, foi adotada a versão linear do modelo AIDS, com cada equação do sistema sendo estimada por MQO, sem a imposição das restrições de homogeneidade e simetria no momento da estimação. Os valores iniciais obtidos foram, então, utilizados para estimar-se o modelo pelo método de Máxima Verossimilhança (MV), ainda em sua forma linear, com a

⁶ Infelizmente, não é incomum observar violações das propriedades da demanda. Várias são as possíveis razões para estas ocorrências, sendo possível destacar no caso da violação da propriedade de homogeneidade, por exemplo, a omissão de expectativas e de mudanças bruscas nos preços, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos [Deaton e Muellbauer (1980a)].

imposição da restrição teórica de homogeneidade⁷, obtendo com isso as elasticidades reportadas na Tabela 2-1.

Tabela 2-1 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos irrestrito e homogêneo

Categorias de Consumo	ε_d		ε_p	
	Irrestrito	Homogêneo	Irrestrito	Homogêneo
Alimentos	0,21	0,04	0,07	-0,01
Vestuário	2,00	1,51	-0,92	-0,48
Habitação	0,30	0,79	-0,31	-0,16
Combustíveis	1,67	1,37	-0,28	0,10
Bebidas e fumo	1,22	1,22	-0,60	-0,62
Transporte e comunicação	1,23	1,73	-1,21	-0,92
Outros bens	1,21	1,15	-0,72	-0,77
Outros serviços	1,40	1,28	-0,93	-0,78

Fonte: Deaton e Muellbauer (1980a).

Nota: Os autores não divulgaram os desvios-padrão ou estatísticas *t* das elasticidades calculadas.

Os valores da Tabela 2-1 revelam ser as categorias de consumo dos Alimentos, Vestuário, Habitação e Transporte e comunicação as mais sensíveis, em termos das elasticidades-dispêndio (ε_d) e elasticidades-preço próprias (ε_p) calculadas, justamente as mesmas categorias onde foram observadas as violações na restrição de homogeneidade pelos autores. Pelos valores das ε_d no modelo homogêneo, todas as categorias analisadas são consideradas bens normais, com os Alimentos e Habitação classificados como necessidades e os demais como bens de luxo.

O Vestuário, que no modelo irrestrito era a categoria que possuía a maior elasticidade-dispêndio, perde sua colocação para a categoria de Transporte e comunicação, apesar desta categoria conter bens que podem ser considerados essenciais, como o transporte público urbano (ônibus e metrô).

⁷ Os autores ainda realizaram estimação com o modelo simétrico em sua formulação original (não-linear), mas não divulgaram seus resultados.

Merece destaque o baixo valor das ε_d e ε_p própria dos Alimentos no modelo homogêneo, sendo os valores de 0,04 e -0,01, respectivamente, considerados praticamente insignificantes, ou seja, que o consumo em alimentação não se altera em função de variações no dispêndio total e seu preço.

Com relação às ε_p , com exceção dos Combustíveis, todas as categorias apresentam valores negativos e inferiores a um, levando a conclusão de que as categorias analisadas são preço-inelásticas. O valor positivo da elasticidade-preço dos Combustíveis, apesar de próximo de zero, viola a “Lei da Demanda”, além da restrição de negatividade da matriz **S**, o que significa que a função custo estimada não é côncava, como exige a teoria.

Banks, Blundell e Lewbel (1997), após mais de década e meia de produção empírica baseada na formulação original ou não aproximação linear do modelo AIDS no meio acadêmico, formularam uma extensão quadrática (QUAIDS) com a característica de possuir o posto máximo permitido (três), como provado por Gorman (1981), a um sistema de demanda linear nas funções da(o) renda (dispêndio) [Banks, Blundell e Lewbel (1997)]⁸.

Os dados utilizados no estudo foram obtidos da *Family Expenditure Survey* (FES), uma pesquisa de orçamentos com dados trimestrais, no período de 1970 a 1986, resultando em uma amostra de 4.785 observações ao longo de 68 pontos de preços. Os autores adotaram uma classificação de 5 (cinco) categoria de produtos: Alimentos, Combustíveis, Vestuário, Bebidas alcoólicas e Outros bens e serviços (exclusive bens duráveis e de habitação), impondo homogeneidade no momento da estimação expressando todos os preços do sistema, em

⁸ Um grande apelo para o uso de sistemas de demanda com termos logaritmos quadráticos é a possibilidade de que produtos sejam avaliados como sendo bens de luxo em certos níveis de renda ou dispêndio e necessários em outros (ver próximo capítulo) [Banks, Blundell e Lewbel (1997)].

termos do preço da categoria de consumo dos Outros bens e serviços [Banks, Blundell e Lewbel (1997)].

Para lidar com a possibilidade de endogeneidade dos regressores, erros de mensuração, não-normalidade e correlação entre os erros, o procedimento de estimação utilizado foi o Método dos Momentos Generalizados (GMM, em inglês), com a restrição de simetria imposta no momento da estimação, além da já mencionada homogeneidade, na forma dos preços relativos.

Os resultados da estimação para ambos os modelos constam da Tabela 2-2. Como pode ser observado, pelos valores e os desvios-padrão divulgados, as ε_d de ambas as formulações praticamente não se diferenciam, sendo todas as positivas (bens normais) e estatisticamente significativas. Alimentos e Combustíveis representam as categorias de consumo consideradas necessidades, enquanto que Bebidas alcoólicas e Outros bens e serviços, são consideradas bens de luxo. Já a categoria de Vestuário situa-se próxima da elasticidade unitária.

As elasticidades-preço próprias (não-compensadas) apresentam comportamento ligeiramente distinto. Todos os valores calculados são negativos, como pressupõe a teoria econômica, sendo as maiores diferenças, em relação às especificações AIDS e QUAIDS, o fato dos Alimentos serem mais preço-elásticos na formulação quadrática do que no modelo original, ocorrendo o oposto no caso do Vestuário. Segundo os valores da Tabela 2-2, pelo modelo AIDS os Alimentos e os Combustíveis são categorias preço-inelásticas, enquanto os demais são preço-elásticos. Em comparação, no caso do modelo QUAIDS apenas a categoria de consumo dos Combustíveis (os Outros bens e serviços não tiveram suas elasticidades reportadas no modelo AIDS) permanece sendo preço-inelástica, assim como as Bebidas

alcoólicas, a única categoria a permanecer preço-elástica. Pela especificação QUAIDS, as categorias de Alimentos e de Vestuário possuem ε_p unitárias.

Tabela 2-2 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos AIDS e QUAIDS

Categorias de Consumo	ε_d		ε_p	
	AIDS ^a	QUAIDS	AIDS ^a	QUAIDS
Alimentos	0,558 (0,02)	0,568 (0,11)	-0,762 (0,13)	-0,959 (0,16)
Combustíveis	0,453 (0,04)	0,475 (0,20)	-0,787 (0,22)	-0,804 (0,21)
Vestuário	1,195 (0,08)	1,139 (0,38)	-1,382 (0,39)	-1,054 (0,41)
Bebidas alcoólicas	1,272 (0,08)	1,279 (0,38)	-1,696 (0,38)	-1,721 (0,44)
Outros bens e serviços	- -	1,261 (0,09)	- -	-0,683 (0,11)

Fonte: Banks, Blundell e Lewbel (1997)

Nota: Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; a) As elasticidades do calculadas dos Outros bens e serviços para o modelo AIDS não foram divulgadas.

Uma comparação, apesar das diferenças no período de análise e nas bases de dados, entre os resultados das Tabelas 2-1 e 2-2 só possível entre as categorias de consumo dos Alimentos, Combustíveis e Vestuário. A maior discrepância pode ser atribuída ao fato dos Combustíveis serem considerados bens de luxo no trabalho de Deaton e Muellbauer (1980a), enquanto que são considerados bens de necessidade em Banks, Blundell e Lewbel (1997), possuindo os menores valores de ε_d das apresentadas em ambas as formulações.

Em módulo, todas as ε_p reportadas na Tabela 2-2 são superiores às que constam da Tabela 2-1, todas próximas à unidade na formulação QUAIDS, ao passo que no modelo AIDS do estudo de Deaton e Muellbauer (1980a) duas das ε_p do modelo homogêneo são próximas de zero (Alimentos e Combustíveis).

Seguindo as abordagens anteriores, Moro e Sckokai (2000) tratam da estimação de um sistema de demanda para a Itália, com ênfase no dispêndio em alimentos, sem fazer uso explícito da hipótese de separabilidade fraca das preferências, hipótese esta presente na análise dos resultados dos estudos de Abdulai e Aubert (2004) e Decoster e Vermeulen (1998).

Os autores consideraram que a heterogeneidade nas preferências está relacionada com a região de residência, tamanho e composição do domicílio e classes de renda. Para estimar um sistema de demanda com estas características, Moro e Sckokai (2000) permitem que os termos constantes e os coeficientes da renda, mas não os dos preços, dependam dos fatores demográficos, seguindo a abordagem sugerida por Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Moschini e Rizzi (1997).

Os dados utilizados foram obtidos a partir de uma pesquisa de orçamentos, de periodicidade mensal, realizada junto aos domicílios italianos pelo Instituto Nacional de Estatística da Itália (ISTAT) entre os anos de 1987 e 1995. A pesquisa fornece dados sobre as características demográficas dos domicílios assim como seu dispêndio desagregado. Foram construídas variáveis *dummy* para as quatro áreas geográficas (três variáveis), as quatro classes de renda (três variáveis), presença de idosos, presença de crianças e adolescentes, e uma variável contendo o número de membros do domicílio. Ao todo, 4.608 observações foram utilizadas na estimação do sistema.

O sistema foi estimado por MV, com as restrições de *adding-up* (por construção), homogeneidade e simetria impostas no momento da estimação. Adicionalmente, a restrição de negatividade foi imposta localmente no ponto de normalização do dispêndio e dos preços [Moro e Sckokai (2000)]. De forma a reduzir a não-linearidade do sistema, os autores

utilizaram o índice de preços de Stone “corrigido”, proposto por Moschini (1995), no lugar do índice de lugar do índice de preços não-linear translogaritmo⁹. A Tabela 2-3, a seguir, contém os resultados das ε_d e ε_p calculadas pelos modelos AIDS e QUAIDS.

Tabela 2-3 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo pelos modelos AIDS e QUAIDS

Categorias de Consumo	ε_d		ε_p	
	AIDS	QUAIDS	AIDS	QUAIDS
Panificados e cereais	0,341 (26,23)	0,275 (12,50)	-0,127 (-5,08)	-0,140 (-5,00)
Carnes e peixes	0,461 (27,12)	0,233 (8,32)	-0,096 (-3,69)	-0,081 (-3,00)
Laticínios e ovos	0,360 (24,00)	0,272 (10,46)	-1,492 (-17,35)	-1,465 (-17,44)
Óleos e gorduras	0,420 (13,55)	0,289 (5,56)	-0,591 (-6,57)	-0,584 (-6,71)
Frutas e vegetais	0,541 (30,06)	0,282 (8,29)	-0,501 (-17,89)	-0,486 (-18,00)
Outros produtos alimentares	0,335 (15,95)	0,342 (9,00)	-0,749 (-8,71)	-0,789 (-9,07)
Bebidas	0,739 (26,39)	0,463 (9,65)	-0,110 (-2,68)	-0,162 (-3,18)
Produtos não-alimentares	1,202 (240,40)	1,264 (158,00)	-1,000 (-55,56)	-1,048 (-58,22)

Fonte: Moro e Sckokai (2000).

Nota: Em parênteses estão registrados os valores das estatísticas-*t* dos parâmetros estimados.

Através da análise das estatísticas-*t*, em ambas as formulações, todas as ε_d são significativas e positivas, levando a que todas as categorias de consumo analisadas sejam classificadas como bens normais. Dentre os bens alimentícios, com exceção dos Outros produtos alimentares, todos os valores calculados no modelo AIDS são inferiores ao da sua extensão quadrática. Apenas os Produtos não-alimentares são tidos com bens de luxo, os demais bens de necessidade, sendo as Bebidas os produtos mais elásticos entre os gêneros alimentícios, em

⁹ Ver próximo capítulo para a discussão a respeito da utilização de índices de preços e a aproximação linear do modelo AIDS.

ambos os modelos, enquanto que os Outros produtos alimentares e os Panificados e cereais são os menos elásticos pelo modelo AIDS e os derivados animais (carnes, peixes, laticínios e ovos) no modelo QUAIDS.

Todas as ε_p são negativas e estatisticamente significativas, sendo os valores calculados muito próximos nos dois modelos. Os Laticínios e ovos são os únicos produtos preço-elásticos, os Produtos não-alimentares possuem elasticidade-preço próxima da unidade e, em ordem decrescente de elasticidade-preço, os Outros produtos alimentares, os Óleos e gorduras, as Frutas e vegetais, as Bebidas, os Panificados e cereais e as Carnes e peixes são preço-inelásticos. Destacam-se, dentro destes resultados os baixos valores, tanto da elasticidade-dispêndio, quanto da elasticidade-preço, da categoria de Bebidas, que em outros trabalhos sempre figura como um bem de luxo e apresenta magnitudes superiores às observadas neste estudo.

Abdulai e Aubert (2004) examinam a demanda por alimentos e nutrientes entre os domicílios da Tanzânia¹⁰. Para tal, emprega-se o modelo QUAIDS com variáveis demográficas (número de moradores, anos de escolaridade da mulher, região e localização do domicílio em área urbana), para analisar as elasticidades-dispêndio e preços (Tabela 2-4), assim como o impacto de variáveis sócio-econômicas no padrão de consumo alimentar.

A amostra utilizada consta das respostas de cerca de 500 domicílios e foi levada a campo entre os meses de junho de 1998 e maio de 1999, incluindo residentes de áreas urbanas e rurais. Para lidar com a endogeneidade da variável dependente e a eventualidade de erros

¹⁰ O artigo de Abdulai e Aubert (2004) figura como um exemplo de uso implícito da hipótese de separabilidade fraca das preferências, aspecto fundamental do artigo de Decoster e Vermeulen (1998), a seguir, assim como deste estudo, sendo seu detalhamento objeto da primeira seção do próximo capítulo. A partir desta hipótese é possível a estimação de um sistema de demanda restrito ao detalhamento das escolhas e preferência dentro de um subgrupo específico de consumo (alimentos, transporte, habitação etc.).

heterocedásticos, o procedimento adotado para a estimação do sistema foi o GMM. As categorias alimentares analisadas foram: Cereais e leguminosas; Carnes, ovos e peixes; Frutas e vegetais, Laticínios; Óleos e gorduras; e Outros alimentos.

Tabela 2-4 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos

Categorias de Alimentos	ε_d	ε_p
Cereais e leguminosas	0,738 (2,881)	-1,033 (-3,256)
Carnes, ovos e peixes	1,040 (3,027)	-1,002 (-2,972)
Frutas e vegetais	0,877 (2,639)	-0,759 (-2,683)
Laticínios	1,412 (2,476)	-1,546 (-3,681)
Óleos e gorduras	0,948 (2,903)	-1,050 (-2,419)
Outros alimentos	1,707 (2,614)	-1,575 (-3,226)

Fonte: Abdulai e Aubert (2004).

Nota: Em parênteses estão registrados os valores das estatísticas-*t* dos parâmetros estimados.

Os sinais da ε_d e ε_p são consistentes com a teoria e suas magnitudes dentro dos valores esperados [Abdulai e Aubert (2004)]. As ε_d de todas as categorias alimentares são positivas e significativas, indicando que o consumo possui o mesmo sentido das variações no dispêndio (renda). Os cereais, leguminosas, frutas e vegetais possuem ε_d inferiores a um (necessidades), ao passo que Laticínios e Outros produtos alimentares possuem elasticidades superiores a um (bens de luxo). As carnes, ovos, peixes, óleos e gorduras possuem o valor da elasticidade-dispêndio próxima a um.

As categorias de alimentos preço-elásticas são apenas os Laticínios e os Outros produtos alimentares, e a única categoria preço-inelástica é a categoria das Frutas e vegetais. Com

relação ao trabalho de Moro e Sckokai (2000), os resultados são coincidentes nas Frutas e vegetais e nos Laticínios.

Decoster e Vermeulen (1998) adotam os modelos AIDS, QUAIDS e de Rotterdam para estimar sistemas de demanda em dois estágios (*Two-Stage Demand System*), e com isso avaliar os desempenhos empíricos dos modelos a partir da comparação das elasticidades (parciais e totais) e do ajuste das regressões pelas três abordagens. Os sistemas estimados possuem 32 categorias de produtos e os dados utilizados foram provenientes de séries temporais agregadas das Contas Nacionais da Bélgica, não de pesquisas de consumo, entre os anos de 1953 e 1989.

O primeiro estágio do sistema é composto de 13 (treze) categorias de consumo: Alimentos; Bebidas; Fumo; Vestuário; Aluguel; Aquecimento; Iluminação; Bens duráveis; Habitação; Cuidados pessoais; Transporte; Recreação; e Serviços. No segundo estágio quatro categorias de consumo foram desagregadas, sendo elas: Alimentos (Panificados, Carnes, Peixes, Laticínios, Óleos e gorduras, Vegetais, Café, Açúcares e Outros alimentos); Bebidas (Refrigerantes e refrescos, Cerveja, Vinhos e Bebidas alcoólicas); Aquecimento (Carvão, Gás, Eletricidade e Óleo combustível); e Transporte (Transporte pessoal, Gasolina, Diesel, GLP, Transporte público e Outros transportes).

Os modelos AIDS e QUAIDS¹¹ e foram estimados em primeiras diferenças através do método *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) de Zellner, com as restrições de: *adding-up*, homogeneidade e simetria, impostas no momento da estimação. Os testes elaborados pelos autores indicam que a restrição de homogeneidade não é rejeitada nos modelos AIDS e QUAIDS, o mesmo não ocorrendo com a simetria.

¹¹ Os resultados da estimação do modelo de Rotterdam em dois estágios não serão reportados.

Os resultados das ε_d e ε_p do primeiro estágio constam da Tabela 2-5. Todas ε_d são positivas e diferem em grande magnitude entre os modelos AIDS e QUAIDS. Entretanto, apenas duas categorias de consumo alteram suas classificações: as Bebidas são bens de necessidade pela estimação QUAIDS, enquanto que no modelo AIDS possuem elasticidade-dispêndio praticamente unitária; e o item Aquecimento doméstico deixa de ser um bem de luxo no modelo AIDS para se tornar um bem necessário na formulação quadrática. Todas as categorias são preço-inelásticas, com destaque para o Aquecimento doméstico, em ambos os modelos, e o Transporte, no modelo QUAIDS, que apresentam valores positivos de ε_p , uma clara indicação de rejeição da negatividade da matriz de substituição de Slutsky [Decoster e Vermeulen (1998)].

Tabela 2-5 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo

Categorias de Consumo	ε_d		ε_p	
	AIDS	QUAIDS	AIDS	QUAIDS
Alimentos	0,421	0,863	-0,378	-0,356
Bebidas	1,069	0,563	-0,294	-0,455
Fumo	0,024	0,331	-0,484	-0,280
Vestuário	1,602	1,786	-0,556	-0,547
Aluguel	0,159	0,354	-0,090	-0,087
Aquecimento doméstico	1,570	0,857	0,040	0,143
Iluminação	0,923	0,303	-0,140	-0,132
Bens duráveis	2,225	1,676	-0,449	-0,350
Habitação	0,876	0,446	-0,696	-0,381
Cuidados pessoais	0,932	0,926	-0,449	-0,426
Transporte	0,790	0,527	-0,016	0,083
Recreação	1,029	1,363	-0,176	-0,161
Serviços	1,169	1,479	-0,487	-0,624

Fonte: Decoster e Vermeulen (1998).

Nota: Os autores não divulgaram os desvios-padrão ou estatísticas-*t* das elasticidades calculadas.

A Tabela 2-6 reporta os resultados das elasticidades no segundo estágio de estimação dos Alimentos, a única subcategoria aqui analisada. Novamente, as diferenças das magnitudes das elasticidades são substanciais. Destaque para os Panificados, que exibem elasticidade-

dispêndio negativa, ou seja, um bem inferior pelo modelo AIDS. Com relação às ε_p , duas categorias alimentares, as mesmas em cada um dos modelos, apresentam valores positivos, levando a conclusão de que a função custo estimada para estes grupos não é côncava, como deveria ser [Decoster e Vermeulen (1998)]. De forma similar, com exceção das ε_p dos Outros alimentos e das Carnes, todos os alimentos são praticamente preço-inelásticos.

Tabela 2-6 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos

Categorias de Alimentos	ε_d		ε_p	
	AIDS	QUAIDS	AIDS	QUAIDS
Panificados	-0,063	0,414	-0,466	-0,546
Carnes	1,733	1,423	-0,920	-0,889
Peixes	0,593	0,893	-0,710	-0,681
Laticínios	0,143	0,229	-0,144	-0,028
Óleos e gorduras	0,310	0,697	0,470	0,414
Vegetais	1,457	1,328	-0,510	-0,474
Café	0,588	0,078	0,083	0,211
Açúcares	1,245	1,440	-0,645	-0,695
Outros alimentos	0,520	0,983	-0,938	-1,277

Fonte: Decoster e Vermeulen (1998).

Nota: Os autores não divulgaram os desvios-padrão ou estatísticas-*t* das elasticidades calculadas.

Nas categorias de alimentos em que a comparação é possível, os valores das elasticidades da Tabela 2-6 e 2-4 possuem magnitudes bastante diferentes. Pela Tabela 2-6, os Laticínios são bens pouco sensíveis às variações no dispêndio alimentar, enquanto que na Tabela 2-4, para um país menos desenvolvido do que a Bélgica (a Tanzânia), o mesmo grupo alimentar elasticidade-dispêndio bem superior a um. No mesmo sentido repete-se este fenômeno com os Óleos e gorduras, que apesar de seu valor calculado pelo modelo QUAIDS na tabela 2-6, apresenta um valor perto da unidade na Tabela 2-4. Tais diferenças ilustram a influência que o nível de desenvolvimento da população, fatores regionais e culturais têm na forma como os produtos, em especial os alimentos, são considerados (inferior ou normal, necessidade ou luxo) nos distintos mercados.

A próxima seção apresenta três artigos na mesma linha metodologia dos trabalhos anteriores aplicado ao caso brasileiro. Trabalhos desta natureza, com o intuito de avaliar a influência da renda (dispêndio) e dos preços no Brasil só se tornaram viáveis recentemente pela maior disponibilidade de periódicas e abrangentes pesquisas de orçamento familiares nas últimas três décadas (Estudo Nacional de Despesa Familiares 1974-75 e Pesquisas de Orçamento Familiares de 1987-88, 1995-96 e 2002-03). A bibliografia a respeito de trabalhos empíricos de demanda no Brasil é mais extensa do que a que aqui será discutida [ver Medeiros (1978); Simões e Brandt (1981); Rossi (1982, 1983); Rossi e Neves (1987); Alves, Disch e Evenson (1982); Hoffmann (1983, 1988 e 2000); Cipriano e Brandt (1983); Thomas, Strauss e Barbosa (1989); e Bertasso (2000)], sendo o artigo de Asano e Fiuza (2001) uma referência de um estudo comparativo de trabalhos empíricos prévios para o Brasil.

2.3.2 Trabalhos Empíricos de Demanda no Brasil

Asano e Fiuza (2001) estimaram um sistema de demanda para as nove regiões metropolitanas do Brasil (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), Brasília-DF e o município de Goiânia, áreas cobertas pelas Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF/IBGE) de 1987-88 e de 1995-96. O modelo utilizado foi o AIDS, em sua versão não-linear, com variáveis demográficas (idade do responsável pelo domicílio, tamanho da família, educação etc.), para captar variações nas preferências dos diferentes domicílios da amostra selecionada, e foi estimado a partir do método de MV. Uma contribuição adicional do artigo foi a construção do que os autores denominaram *Regional Price Difference Indexes* (RPDI), um índice de custo de vida atualizado, calculado com base nos índices de preços e tabulações especiais de preços nominais divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A amostra selecionada para o estudo foi composta apenas por domicílios que possuíam as seguintes características: renda entre 1 (um) e 40 (quarenta) salários-mínimos, oito ou menos moradores; responsável pelo domicílio do sexo masculino, casado e com idade igual ou superior a 18 (dezoito) e inferior ou igual a 60 (sessenta) anos, esposa com idade igual ou superior a 16 (dezesesseis) e inferior ou igual a 60 (sessenta) anos. A amostra resultante deste processo de seleção foi de 6.874 domicílios em 1987 e 7.427 em 1996, o que significa aproximadamente 54,7 e 51,7%, respectivamente, da amostra original das pesquisas.

Os bens e serviços investigados pelas pesquisas foram agrupados em 7 (sete) grandes categorias de consumo: Alimentos; Habitação; Móveis e artigos de residência; Vestuário; Transporte e comunicação; Saúde e cuidados pessoais; e Despesas pessoais, educação e leitura. Os valores das ε_d , *proxies* das elasticidades-renda, e as ε_p obtidas pelo estudo constam da Tabela 2-7.

As ε_p em ambos os períodos são muito próximas e indicam que as únicas categorias de consumo consideradas necessidades no sistema de demanda estimado são os Alimentos e Habitação, enquanto que as demais categorias podem ser consideradas como bens e serviços de luxo. Todas as elasticidades-preço próprias são significativamente negativas¹², além de também serem muito próximas, sendo que os Alimentos, Habitação e os Móveis e artigos de residência são categorias preço-inelásticas, ao passo que as demais categorias possuem valores de elasticidades muito próximas da unitária [Asano e Fiuza (2001)].

O trabalho de Menezes *et. al.* (2002) aplica uma expansão quadrática do modelo AIDS proposto anteriormente por Blundell, Pashardes e Weber (1993)¹³, BPW-QUAIDS, ao invés da desenvolvida por Banks, Blundell e Lewbel (1997), aos microdados da POF 1995-96 para

¹² Como visto na seção anterior, a ocorrência de valores negativos em todas as elasticidades-preço próprias é uma condição necessária para a observação de matrizes de substituição negativas semi-definitivas, o que de fato ocorre no estudo, uma vez que os valores dos autovalores obtidos pelos autores são todos não positivos.

¹³ Ver nota de rodapé nº.4.

avaliar os gastos alimentares na regiões urbanas do Brasil, investigados em detalhes pela pesquisa¹⁴.

Tabela 2-7 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo para os anos de 1987-88 e 1995-96

Categorias de Consumo	ε_d^a		ε_p^b	
	1987-88	1995-96	1987-88	1995-96
Alimentos	0,749 (0,033)	0,712 (0,030)	-0,531 (-4,901)	-0,558 (-4,284)
Habitação	0,746 (0,080)	0,818 (0,043)	-0,787 (-8,066)	-0,778 (-11,539)
Móveis e artigos de residência	1,220 (0,052)	1,316 (0,104)	-0,735 (-8,643)	-0,688 (-6,332)
Vestuário	1,079 (0,037)	1,184 (0,122)	-0,929 (-5,081)	-1,112 (-1,932)
Transporte e comunicação	1,423 (0,077)	1,270 (0,069)	-1,121 (-5,363)	-0,967 (-6,747)
Saúde e cuidados pessoais	1,087 (0,053)	1,097 (0,068)	-0,986 (-3,132)	-1,004 (-3,581)
Despesas pessoais, educação e leitura	1,267 (0,073)	1,164 (0,055)	-1,012 (-7,492)	-0,910 (-13,653)

Fonte: Asano e Fiuza (2001).

Nota: a) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; b) Em parênteses estão registrados os valores das estatísticas-*t* dos parâmetros estimados.

O sistema foi estimado para o conjunto dos 39 (trinta e nove) produtos através do método de MQO, dado que os autores não utilizam dados de preços, não exigindo a imposição de restrições cruzadas (simetria) entre as equações do modelo. Ao todo 330 observações são utilizadas, em função da agregação dos domicílios em 30 (trinta) classes de renda em cada uma das 11 áreas cobertas pela pesquisa. As ε_d dos itens da cesta de consumo alimentar das famílias brasileiras situadas na área de abrangência da POF 1995-96, sendo os resultados apresentados para o total das áreas; por 3 (três) faixas de renda de salários-mínimos¹⁵ (SMs),

¹⁴ A opção pelo modelo BPW-QUAIDS ao invés do modelo QUAIDS desenvolvido por Banks, Blundell e Lewbel (1997) não é explicitada no artigo.

¹⁵ O valor do salário-mínimo utilizado como referência de divulgação da publicação da POF 1995-96 foi de R\$ 112,00, a preços de setembro de 1996.

cada uma com o mesmo número de observações, obedecendo a seguinte separação: 1) 1-10 SMs; 2) 11-20 SMs; e 3) 21-30 SMs; e por pelas regiões Sul-Sudeste e Norte-Nordeste, inclusive o município de Goiânia e Brasília-DF.

Devido ao grande número de valores apresentados no artigo, não serão aqui reproduzidos todos os resultados, apenas os comentários acerca das elasticidades-renda dos produtos alimentares do total dos domicílios. Os dados indicam que em sua maioria todos os bens alimentícios são normais, exceção apenas para farinha de mandioca e leite em pó, com características de bens inferiores (elasticidade-renda inferior a zero). Dentre os bens normais, apenas o presunto possui a característica de ser um bem de luxo, em função de seu preço relativamente elevado e característica de ser um bem supérfluo no Brasil, sendo, os demais considerados necessidades [Menezes *et. al.* (2002)].

Dentre os bens de necessidade, os que apresentam as elasticidades mais baixas são: açúcar, arroz, feijão, sal e massa de tomate. São bens de baixo valor unitário e de consumo freqüente, de forma que mudanças na renda pouco afetam as quantidades deles consumida, com exceção da massa de tomate [Menezes *et. al.* (2002)]. Já os produtos que apresentam as maiores (acima de 0,50) elasticidades são: queijo, maionese, iogurte, limão, mandioca, carne de primeira, banana, laranja e carne suína. Destes produtos, apenas a mandioca não apresentou o comportamento esperado.

O estudo de Menezes, Silveira e Azzoni (2005), tal como o trabalho de Decoster e Vermeulen (1998), trata de um sistema de demanda em dois estágios, com ênfase em despesas alimentares, com dados de painel a partir das POFs de 1987-88 e 1995-96, a mesma base do trabalho de Asano e Fiuza (2001). O modelo foi o AIDS, em sua versão linear (LA/AIDS), e o método de estimação utilizado foi o *Interactive Seemingly Unrelated Regression* (ISUR), que equivale a uma estimação por Máxima Verossimilhança de Informação Completa (FIML, em inglês), impondo-se, no momento da estimação, as restrições de homogeneidade e simetria. A

Tabela 2-8, a seguir, apresenta os resultados do primeiro estágio da estimação, com as ε_d e as elasticidades-preço próprias da demanda das oito categorias de consumo consideradas: Alimentos, Habitação, Vestuário, Transporte, Saúde e cuidados pessoais, Despesas pessoais, Educação, e Fumo.

Tabela 2-8 – Elasticidades estimadas para as categorias de consumo

Categorias de Consumo	ε_d	ε_p
Alimentos	0,301 (0,00)	-0,192 (0,00)
Habitação	1,173 (0,00)	-0,795 (0,00)
Vestuário	1,171 (0,00)	-0,875 (0,28)
Transporte	1,258 (0,00)	-1,197 (0,01)
Saúde e cuidados pessoais	1,304 (0,00)	-0,876 (0,13)
Despesas pessoais	1,690 (0,00)	-1,085 (0,31)
Educação	2,063 (0,00)	-1,106 (0,63)
Fumo	0,303 (0,00)	-2,840 (0,00)

Fonte: Menezes, Silveira e Azzoni (2005)

Nota: Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados

Todas as ε_d do primeiro estágio são positivas (bens normais) e estatisticamente significativas. Os Alimentos e o Fumo são as únicas categorias de consumo consideradas necessidades, enquanto as demais são bens de luxo. Já as ε_p , todas apresentaram o sinal esperado, sendo negativas e estatisticamente significativas. Os valores das elasticidades-preço da Alimentação e Habitação são significativamente menores do que um, sendo produtos preço-inelásticos. Com base nos desvios-padrão calculados, não é possível rejeitar a hipótese nula de que as categorias de consumo de Vestuário, Saúde e cuidados pessoais, Despesas pessoais e

Educação, possuem elasticidades muito próximas da unitária. Por fim, apenas o Fumo e os Transportes podem ser considerados bens preço-elásticos, dado que os valores de suas ε_p são significativamente superiores a um, em módulo [Menezes, Silveira e Azzoni (2005)].

Uma comparação direta, apesar das similaridades de abordagem, entre os resultados da Tabela 2-8 e os do estudo de Asano e Fiuza (2001) só é possível para as categorias de consumo com a mesma classificação, a saber: Alimentos; Habitação; Vestuário; e Saúde e cuidados pessoais. Em ambos os estudos os Alimentos são necessidades e preço-inelásticos, possuindo as magnitudes e os sinais esperados. Já a Habitação é classificado como necessidade pela Tabela 2-7 e um bem de luxo a partir da análise da Tabela 2-8, mas em cada estudo é considerado um bem preço-inelástico. Uma razão para esta discrepância de valores na ε_d pode ser atribuída à forma de classificação feita por Menezes, Silveira e Azzoni (2005), que pode estar incluindo os móveis e artigos de residência nesta categoria, tornando-a mais sensível às variações no dispêndio. Nos dois estudos as ε_d do Vestuário são próximas de um, não merecendo maiores considerações a este respeito, ao passo que em termos de elasticidades-preço, os resultados da Tabela 2-8 coincidem apenas com os valores observados para 1987-88 da Tabela 2-7, ambos ligeiramente inferiores a um, em valor absoluto. Por fim, existe a diferença entre o fato da Saúde e cuidados pessoais serem bens de luxo em Menezes, Silveira e Azzoni (2005), sem que o mesmo possa ser afirmado em Asano e Fiuza (2001), apresentando ambos, porém, comportamento semelhante em termos de sensibilidade aos preços, elasticidade unitária.

A Tabela 2-9, a seguir, apresenta os resultados do segundo estágio da estimação, com as ε_d e as ε_p das 11 categorias de consumo consideradas: Arroz e feijão; Frutas; Vegetais; Carnes; Carnes embutidas e salsicha; Laticínios; Farinhas e massas; Açúcares; Café; Óleos e margarinas; e Molhos e condimentos. Em termos das ε_d , apenas a categoria de Arroz e feijão não se mostrou estatisticamente diferente de zero, ao passo que todos os demais gêneros

alimentícios apresentaram valores entre zero e um, sendo classificados como bens necessários.

Tabela 2-9 – Elasticidades estimadas para as categorias de alimentos

Categorias de Alimentos	ϵ_d	ϵ_p	Categorias de Alimentos	ϵ_d	ϵ_p
Arroz e feijão	0,006 (0,831)	-0,245 (0,000)	Farinhas e massas	0,118 (0,000)	-0,354 (0,000)
Frutas	0,495 (0,000)	-0,743 (0,430)	Açúcares	0,236 (0,000)	-0,676 (0,023)
Vegetais	0,378 (0,000)	-1,679 (0,016)	Café	0,183 (0,000)	-0,116 (0,000)
Carnes	0,375 (0,000)	-0,595 (0,000)	Óleos e margarinas	0,349 (0,000)	-1,490 (0,099)
Carnes embutidas e salsicha	0,484 (0,000)	-0,092 (0,063)	Molhos e condimentos	0,364 (0,000)	-0,618 (0,000)
Laticínios	0,441 (0,000)	-1,024 (0,761)			

Fonte: Menezes, Silveira e Azzoni (2005).

Nota: Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados.

Com relação às ϵ_p , todos os valores obtidos foram negativos, com as Frutas e os Laticínios não se mostrando estatisticamente diferentes de um (e zero), enquanto que apenas os Óleos e margarinas e os Vegetais mostraram-se preço-elásticos. Os outros gêneros alimentícios, em ordem decrescente de elasticidades, em termos absolutos, são: Açúcares; Molhos e condimentos; Carnes; Farinhas e massas; Arroz e feijão; e Café. A razão para a insensibilidade destes aos preços produtos pode ser atribuída a diversos fatores conhecidos na literatura, como: ausência de bens substitutos, como o exemplo do Café, uma rica fonte de cafeína, mas cujo substituto próximo, o chá, não possui substancial inserção na cesta de consumo brasileira; essencialidade de alguns gêneros alimentícios, tal como os casos do Arroz e feijão, das Farinhas e massas, Carnes e Açúcares; e a baixa participação orçamentária dos bens que compõem a categoria alimentar, como o caso dos Molhos e condimentos. Já a elasticidade-preço das Carnes embutidas e salsicha não apresentou significância estatística.

3 ESTRUTURA TEÓRICA

Este capítulo tem como objetivo detalhar a estrutura teórica que embasa o modelo escolhido para a estimação de um sistema de demanda em dois estágios. Essa escolha deve-se a pretendida ênfase no estudo dos dispêndios em alimentação dentro do domicílio, a partir de dados de corte transversal (*cross section*). Para este fim, o presente capítulo se divide em três seções: (i) o estudo das hipóteses de separabilidade e orçamentação em dois estágios, objeto da seção 3.1 e que se baseia nos trabalhos de Deaton e Muellbauer (1980a) e Decoster e Vermeulen (1998); (ii) tendo ainda como base o trabalho de Decoster e Vermeulen (1998) e o artigo de Deaton e Muellbauer (1980b), a seção 3.2 trata dos modelos *Almost Ideal Demand System* (AIDS) e sua extensão quadrática (QUAIDS), e como estes podem ser aplicados dentro do esquema de orçamentação em dois estágios; (iii) e a seção 3.3 trata dos aspectos práticos do processo de estimação do sistema: a introdução de variáveis demográficas (subseção 3.3.1), e a escolha de índices de preços agregados para as categorias de consumo e subcategorias alimentares (subseção 3.3.2).

3.1 SEPARABILIDADE E ORÇAMENTAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS

Define-se separabilidade das preferências como sendo a possibilidade de divisão dos produtos (bens e serviços) em diferentes grupos, de forma a que decisões de alocação de gasto entre os

itens que compõem um grupo sejam independentes do nível de consumo dos demais grupos¹⁶. Se esta propriedade se verifica é possível escrever a função de utilidade total de um indivíduo como sendo uma combinação dos valores das “funções de subutilidade” (*subutility functions*) de cada grupo de produtos¹⁷, e no caso em que todos os produtos atendam a esta propriedade, pertencendo exclusivamente a um determinado grupo, diz-se que as preferências são fracamente separáveis (*weakly separable*)¹⁸ se estas puderem ser expressas da seguinte forma:

$$u = v(\mathbf{q}) = f[v_1(\mathbf{q}_1), v_2(\mathbf{q}_2), \dots, v_G(\mathbf{q}_G), \dots, v_N(\mathbf{q}_N)] \quad (3.1)$$

onde v é uma função diferenciável, crescente e estritamente quase côncava, \mathbf{q} é um vetor de produtos, f um função crescente em cada um de seus argumentos e v_1, v_2, \dots, v_N são funções de subutilidade bem comportadas representando as preferências pelos produtos dos subvetores não sobrepostos $\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_2, \dots, \mathbf{q}_N$.

Uma função de utilidade total definida pela equação (3.1) leva a que a escolha ótima dos i produtos de um determinado grupo G possa ser encontrada pela seguinte problema de maximização se subutilidade:

$$\begin{aligned} & \max v_G(\mathbf{q}_G) & (3.2) \\ \text{s.a. } & \sum_{i \in G} p_i q_i = x_G \end{aligned}$$

¹⁶ Segundo Varian (1992), a condição necessária para que as funções de utilidades sejam separáveis (separabilidade funcional) é que se existe uma cesta de consumo x que seja preferida a x' para algumas escolhas de produtos, x tem que ser preferido a x' para todas as escolhas de produtos. Formalmente:

$$(x, y) \succ (x', y) \Rightarrow (x, y') \succ (x', y'), \forall x, x', y \text{ e } y'$$

onde x, x', y e y' representam todas as cestas de consumo. Ou seja, as preferências pelos bens- x (x e x') são independentes dos bens- y (y e y').

¹⁷ Não há razão para excluir a possibilidade de um grupo conter apenas um produto, assim como um grupo ser composto por um ou mais subgrupos.

¹⁸ Existem diversos outros tipos de separabilidade. A literatura menciona ainda a existência de pelo menos mais dois tipos de separabilidade: a implícita e a forte, porém explorar as implicações de tais modalidades não faz parte do escopo deste trabalho, ficando a critério do leitor consultar a citada referência para maiores detalhes a respeito do assunto.

onde p_i é o preço do produto i , q_i a respectiva quantidade e x_G sendo igual a total do dispêndio com o grupo G . Fazendo \mathbf{p}_G ser o vetor de preços dos produtos pertencentes ao grupo G , a solução desta maximização implica na obtenção na seguinte função condicional de demanda:

$$q_i = g_{Gi}(x_G, \mathbf{p}_G) \quad (3.3)$$

A equação (3.3) significa que a demanda pelos produtos pertencentes ao grupo G é função apenas dos preços dentro do grupo (\mathbf{p}_G) e do total do dispêndio nestes produtos (x_G), podendo ser considerada uma demanda Marshalliana em segundo estágio do consumidor.

Fica claro por esta formulação que os preços dos demais bens e serviços são apenas relevantes na determinação do total a ser despedido através de um problema de maximização de utilidade total, aonde inicialmente o consumidor estabelece o quanto deve consumir de um determinado grupo de produto (por exemplo, alimentação) como função dos índices de preços específicos para as categorias de consumo e do dispêndio total $\sum x_G = x$, caracterizando o primeiro estágio de seleção. Supõe-se, portanto, a independência nas decisões de alocação em cada um dos estágios.

Ocorre que o problema de maximização proposto nesta primeira etapa da orçamentação em dois estágios exige condições bastante restritivas do ponto de vista empírico (Gorman [1959]). Tais restrições são ou quanto às preferências dos consumidores no segundo estágio de seleção, exigindo que elas sejam homotéticas ou quase lineares; ou quanto à necessidade de que as funções de utilidades indiretas $\psi_G(x_G, \mathbf{p}_G)$ dos grupos de produtos sejam da “forma polar generalizada de Gorman”, o que exigiria fazer uso da separabilidade forte ou aditiva¹⁹.

¹⁹ Diferente do caso da separabilidade fraca, preferências com separabilidade forte exigem que as funções de subutilidade se combinem aditivamente formando a seguinte função de utilidade total: $u = f[v_1(q_1)+v_2(q_2)+\dots+v_N(q_N)]$.

Uma alternativa a estas condições é proposta por Deaton e Muellbauer (1980a), e se resume a encontrar índices de preços e quantidades próximos aos índices verdadeiros (índices reais de custo de vida) que permitem resolver o problema de maximização proposto para o primeiro estágio, independentemente do nível de utilidade dos grupos de produtos. Dois desses índices são os de Laspeyres ou de Paasche, desde que umas das seguintes condições sejam atendidas: p_G tem que ser próximo de p_G^0 (vetor de preços no período-base), p_G tem que ser relativamente proporcional a p_G^0 ou que o efeito substituição entre os grupos de produtos seja pequeno.

Com base nestes índices a escolha para o valor do dispêndio em um determinado grupo G passa ser encontrada de forma análoga a anterior, através do seguinte problema de maximização de utilidade:

$$\begin{aligned} \max u &= f(u_1, u_2, \dots, u_G, \dots, u_N) & (3.4) \\ \text{s.a. } \sum_G P_G Q_G &= x \end{aligned}$$

onde P_G é o índice de Laspeyres ou Paasche e Q_G é o índice de quantidade implícito definido a partir de x_G / P_G .

Esta solução aproximada do problema de alocação ótima do dispêndio no primeiro estágio dá origem, então, à seguinte função de demanda (condicionada) Marshalliana para o primeiro estágio:

$$Q_G = g_G(P_1, P_2, \dots, P_G, \dots, P_N, x) \quad (3.5)$$

Combinando as equações (3.5) e (3.3) tem-se um processo em dois estágios empiricamente implementável de análise de demanda.

Apesar das duas idéias estarem relacionadas, as de separabilidade fraca e orçamentação em dois estágios, não é verdade que uma acabe implicando na outra. O que ocorre é que separabilidade fraca é condição necessária e suficiente para a existência de orçamentação em dois estágios, mas a recíproca não vale, visto que uma das condições de Gorman citadas implicava na adoção de separabilidade forte.

Uma característica da separabilidade das preferências é que ela impõe restrições ao comportamento que limitam os possíveis efeitos substituições entre produtos em diferentes categorias de produtos. Independentemente do efeito renda, uma mudança de preço de um produto pertencente a uma determina categoria, por exemplo, carne, apenas afeta o consumo de outro produto em outra categoria (ônibus), através dos mesmos canais e da mesma forma que os demais produtos dentro do grupo dos alimentos afetariam. Tal restrição é aceitável, desde que produtos imediatamente complementares ou substitutos estejam incluídos sempre dentro da mesma categoria e de que os grupamentos de produtos representem alguma necessidade específica do consumidor [Deaton e Muellbauer (1980b)].

Com base na abordagem descrita, Edgerton (1997) mostrou como é possível estimar as elasticidades dispêndio²⁰ e preços em um sistema de demanda com mais de um estágio.

Inicialmente, a elasticidade-dispêndio total dos produtos $i \in G$ é igual a:

²⁰ Não se pode considerar a elasticidade dispêndio estimada como sendo idêntica à elasticidade renda sem supor, implicitamente, que elasticidade da primeira com respeito à segunda seja unitária. Esta hipótese pode ser testada avaliando-se, a parte do sistema de demanda, por exemplo, a influência da renda *per capita* no total do dispêndio do grupo em questão, utilizando como outras variáveis explicativas os índices de preços de outros grupos de produtos que sejam considerados relevantes e um índice geral de preços, como sugerido por Thompson (2004).

$$\varepsilon_i = \varepsilon_G \cdot \varepsilon_i^G \quad (3.6)$$

onde $\varepsilon_i = \frac{\partial q_i}{\partial x} \frac{x}{q_i}$, $\varepsilon_G = \frac{\partial Q_G}{\partial x} \frac{x}{Q_G}$ e $\varepsilon_i^G = \frac{\partial q_i}{\partial x_G} \frac{x_G}{q_i}$, que representam respectivamente a elasticidade-dispêndio total, a elasticidade-dispêndio de primeiro e de segundo estágio.

A elasticidade-preço não compensada dos produtos $i \in G$ possui a seguinte formulação:

$$\varepsilon_{ij}^u = \delta_{GH} \cdot \varepsilon_{ij}^{uG} + \varepsilon_i^G \cdot w_j^H \cdot (\delta_{GH} + \varepsilon_{GH}^u) \quad (3.7)$$

onde $\varepsilon_{ij}^u = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i}$ ($i \in G$, $j \in H$), $\varepsilon_{GH}^u = \frac{\partial Q_G}{\partial p_H} \frac{p_H}{Q_G}$ e $\varepsilon_{ij}^{uG} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i}$ ($i \in G$, $j \in G$) são

respectivamente a elasticidade preço total não compensada, a elasticidade-preço não compensada do primeiro estágio e a elasticidade-preço não compensada dentro do grupo, w_j^H é a proporção do gasto do produto dentro do grupo e δ_{GH} é o delta de Kronecker que é igual a 1 se $G = H$ e 0 nos demais casos.

As elasticidades-preço compensadas parciais são calculadas do primeiro e segundo estágio, mantendo-se constante respectivamente a utilidade total u e a subutilidade u_G , são obtidas pelas seguintes fórmulas (decomposição de Slutsky):

$$\varepsilon_{GH}^c = \varepsilon_{GH}^u + \varepsilon_G \cdot w_H \quad (G, H = 1, \dots, N) \quad (3.8)$$

$$\varepsilon_{ij}^{cG} = \varepsilon_{ij}^{uG} + \varepsilon_i^G \cdot w_j^G \quad (i \in G, j \in G) \quad (3.9)$$

onde w_H é a participação do gasto no grupo no dispêndio total. Por fim, a elasticidades-preço compensada total é calculada, com a utilidade total u mantida constante, a partir de:

$$\varepsilon_{ij}^c = \varepsilon_{ij}^u + \varepsilon_i \cdot w_j \quad (i \in G, j \in G) \quad (3.10)$$

onde $w_j = w_H \cdot w_j^H$ é a proporção do gasto do produto $j \in H$ no dispêndio total.

Esta abordagem será mais adiante aplicada ao modelo proposto para este trabalho, porém, cabe antes especificar na seção a seguir, o modelo AIDS (*Almost Ideal Demand System*) desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980b) e sua extensão quadrática QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), desenvolvido por Banks, Blundell e Lewbel (1997).

3.2 O MODELO AIDS/QUAIDS COM ORÇAMENTAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS

O modelo AIDS possui diversas propriedades desejáveis para estudos empíricos: satisfaz os axiomas da escolha; é capaz de agregar perfeitamente consumidores sem a necessidade de curvas de Engel lineares e paralelas; possui uma forma funcional que é consistente com as pesquisas orçamentárias disponíveis; sua estimação é simples de ser executada; e pode ser usada para se testar a homogeneidade e simetria das preferências através de restrições lineares aos parâmetros estimados [Deaton e Muellbauer (1980b)]. Por tais características, seu uso nas últimas duas décadas se tornou comum na literatura de análise de demanda aplicada, principalmente em estudos de demanda por alimentos, para a avaliação de bem-estar e impactos de mudanças nas taxas de impostos.

O modelo é inicialmente desenvolvido a partir da especificação de uma função de custo exatamente agregável²¹:

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = (1-u) \ln a(\mathbf{p}) + u \ln b(\mathbf{p}) \quad (3.11)$$

onde $a(\mathbf{p})$ e $b(\mathbf{p})$ são funções dos preços, e que no modelo AIDS tomam as seguintes formas funcionais flexíveis:

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j \quad (3.12)$$

$$\ln b(\mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3.13)$$

Substituindo-se (3.12) e (3.13) em (3.11), obtém-se

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + u \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3.14)$$

onde α_i , β_i e γ_{ij}^* são parâmetros.

²¹ Funções de custo exatamente agregáveis derivam de uma classe de preferências que permitem a representação da demanda de mercado ser tal como o resultado de decisões tomadas por um consumidor representativo racional. Estas classes de preferências, conhecidas como PIGL (*Price Independent Generalized Linear*), são representadas através de funções de custo que definem o dispêndio mínimo necessário para se atingir um nível específico de utilidade a preços dados. A forma logarítmica destas funções de custo é conhecida como PIGLOG e a função custo do modelo AIDS pertence a esta classe.

Diferenciando-se (3.14) em relação ao logaritmo do preço do produto i , e fazendo w_i a proporção do gasto em i no dispêndio total x (*budget share*)²², tem-se o popular formato da função de demanda AIDS, como função de preços e do dispêndio total²³:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) \quad (3.15)$$

com $\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$ e o índice de preços P como sendo igual a²⁴:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3.16)$$

Como na função de demanda (3.15) $\sum_i w_i = 1$, os parâmetros desta equação devem satisfazer

as seguintes restrições: $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_i \beta_i = 0$, $\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = 0$ (*adding-up* e

homogeneidade), e $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ (simetria). Estas restrições se apóiam no comportamento

maximizador de utilidade, e derivam do fato da função custo (3.14) ser homogênea em

relação aos preços, permitindo que seja avaliada, em uma estimação irrestrita, a validade dos

pressupostos da teoria do consumidor neste modelo.

²² $\frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$

²³ Sob a hipótese de maximização de utilidade, o dispêndio total x é igual ao custo $c(u, p)$. Assim sendo, substituindo-se x por $c(u, p)$ e resolvendo para u (utilidade) como função de x e p obtém-se a função de utilidade indireta. Aplicando-se esta função de utilidade indireta ao resultado da diferenciação da função custo pelos preços, encontram-se as funções de demanda (marshalianas) do modelo AIDS expressas na forma de participação nos gastos como função dos preços e do dispêndio total.

²⁴ A utilização do índice de preços do tipo translogarítmico, torna o problema de estimação do modelo numa solução de sistema de equações não-lineares e, portanto é usual na literatura substituí-lo por um índice geral de preços, por exemplo, o índice de Stone ($\ln P = \sum w_i \ln p_i$). Na seção 3.3.2 será discutida a proposta de utilização de outros índices de preços feita por Moschini (1995).

Diferente das restrições de homogeneidade e simetria, que podem ser impostas globalmente no momento da estimação e testadas empiricamente, a propriedade de negatividade da matriz de substituição de Slutsky (**S**) só pode ser imposta em um determinado ponto da amostra, geralmente no período de normalização dos preços, e avaliada após a estimação do sistema. Por conveniência, para se avaliar se **S** é negativa um recurso utilizado é o de verificar se todos os autovalores da matriz **K**, com elementos $k_{ij} = s_{ij}(p_i p_j)/x$, são negativos [Deaton e Muellbauer (1980a)]²⁵. Em termos práticos, obtém-se **K** a partir da seguinte expressão:

$$k_{ij} = \frac{\partial^2 \ln c(u, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} + w_i w_j - \delta_{ij} w_i \quad (3.17)$$

sendo a matriz **K** simétrica quando $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, garantindo a existência de apenas autovalores reais. Resolvendo o primeiro termo à direita de (3.17) a partir da função custo do modelo AIDS, é possível obter, então, a equação contendo apenas parâmetros estimáveis a seguir:

$$k_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j \ln \left(\frac{x}{P} \right) + w_i w_j - \delta_{ij} w_i \quad (3.18)$$

A negatividade impõe diversas restrições aos elementos de s_{ij} , sendo a mais importante a que determina que todos os elementos da diagonal de **S** sejam não positivos, ou seja, que se mantendo a utilidade constante, um aumento do preço do bem i irá reduzir ou manter inalterada sua demanda, como pressupõe a lei da demanda. A matriz **S** tem, ainda, a importante função de poder classificar os produtos como complementar (substituto), caso s_{ij} seja negativo (positivo) [Deaton e Muellbauer (1980b)].

²⁵ Os sinais dos autovalores de **K** são iguais aos da matriz **S** tendo em vista que p_i , p_j e x são todos positivos, o que se significa que todos os sinais dos elementos s_{ij} são os mesmos dos elementos k_{ij} .

Os parâmetros β do modelo AIDS determinam se os bens são de luxo ou de necessidade. Se $\beta_i > 0$ tem-se que w_i cresce com x de forma que o bem i é um luxo, caso contrário ($\beta_i < 0$) o bem é considerado uma necessidade. Os parâmetros γ_{ij} medem a mudança da i -ésima participação no gasto decorrente de uma mudança proporcional em p_j mantendo-se (x/P) constante [Deaton e Muellbauer (1980a)].

Com base nos parâmetros estimados a partir da equação (3.15), as elasticidades em relação ao dispêndio e as elasticidades-preço não-compensadas são obtidas, respectivamente, pelas equações (3.19) e (3.20) abaixo²⁶:

$$\varepsilon_i = 1 + \left(\frac{\mu_i}{w_i} \right) = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (3.19)$$

$$\varepsilon_{ij}^u = \left(\frac{\mu_{ij}}{w_i} \right) - \delta_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \right) - \delta_{ij} \quad (3.20)$$

onde $\mu_i \equiv \partial w_i / \partial \ln x$ e $\mu_{ij} \equiv \partial w_i / \partial \ln p_j$.

Recentes evidências empíricas, porém, demonstraram que relação entre consumo e dispêndio agregado (renda) é menos linear do que o modelo AIDS supõe, levando a que fossem sugeridas diversas variantes, no intuito de melhor capturar esta relação, mantendo-se, ao mesmo tempo, consistente com a teoria do consumidor. Com base nestas evidências, Banks, Blundell e Lewbel (1997) derivaram um sistema flexível de demanda em que a variável explicativa $\ln x^2$ pode ser incluída no modelo, sem que haja violação das propriedades

²⁶ Dependendo da escolha do índice de preços geral para substituir a equação (3.16) e da forma de normalizar os preços é preciso realizar as devidas alterações no cálculo das elasticidades [Green e Alston (1990), Green e Alston (1991), Buse (1994), Asche e Wessels (1997)].

originais do modelo AIDS e ainda o inclui como caso particular. Para tal, os autores citados partem da seguinte forma generalizada de um sistema de demanda consistente com observação de curvas de Engel não-lineares:

$$w_i = A_i(\mathbf{p}) + B_i(\mathbf{p}) \ln x + C_i(\mathbf{p})g(x) \quad (3.21)$$

onde $A_i(\mathbf{p})$, $B_i(\mathbf{p})$, $C_i(\mathbf{p})$ e $g(x)$ são funções diferenciáveis

A equação (3.21) diz que a proporção do dispêndio w_i é linear em relação à $\ln x$ e outra função “suave” de x , $g(x)$. O termo $C_i(\mathbf{p})g(x)$ permite que sejam incorporadas possíveis não linearidades às curvas de Engel, enquanto que o modelo AIDS, com uma relação linear entre w_i e $\ln x$, se torna um caso particular desta especificação na medida em que $C_i(\mathbf{p})$ se aproxima de zero [Banks, Blundell e Lewbel (1997)]

Lewbel (1991) define o posto de um sistema da demanda como a dimensão do espaço medido pelas suas curvas implícitas de Engel. Por esta definição o posto do sistema de demanda definido pela equação (3.21) corresponde ao posto da matriz $M \times 3$ dos coeficientes da curva de Engel $[A(\mathbf{p}) \ B(\mathbf{p}) \ C(\mathbf{p})]$, cujo valor máximo é três, o mesmo valor que Gorman (1981) estabeleceu como sendo o posto máximo para um sistema de demanda exatamente agregável, com qualquer número de termos.

A garantia de que o sistema de demanda (3.21) possui posto três é dada pelo teorema a seguir de Banks, Blundell e Lewbel (1997, p.352):

Teorema 1 *Todos os sistemas de demanda exatamente agregáveis na forma da equação (3.21) derivados de maximização de utilidade ou possuem:*

$$C_i = d(\mathbf{p})B_i(\mathbf{p}) \quad (3.22)$$

para alguma função $d(\mathbf{p})$ (sendo, portanto, de posto inferior a três), ou possuem posto três com um sistema de demanda logaritmo quadrático definidos por uma função de utilidade indireta da seguinte forma:

$$\psi(x, \mathbf{p}) = \left[\left(\frac{\ln x - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right)^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} \quad (3.23)$$

onde o termo $\left(\frac{\ln x - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right)^{-1}$ é uma função do tipo PIGLOG²⁷, sendo a relação entre w_i e x linear, e o termo $\lambda(\mathbf{p})$ uma função diferenciável e homogênea de grau zero dos preços.

Fazendo $a(\mathbf{p})$ igual à equação (3.12), e os termos $b(\mathbf{p})$ e $\lambda(\mathbf{p})$ iguais a:

$$b(p) = \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3.24)$$

$$\lambda(p) = \sum_i \lambda_i \ln p_i \quad (3.25)$$

Substituindo as equações (3.12), (3.24) e (3.25) em (3.23), obtém-se, a seguinte função de utilidade indireta do modelo denominado QUAIDS:

²⁷ Este termo é exatamente a função de utilidade indireta do modelo AIDS.

$$\psi(x, \mathbf{p}) = \left[\left(\frac{\ln x - \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j}{\prod_i p_i^{\beta_i}} \right)^{-1} + \sum_i \lambda_i \ln p_i \right]^{-1} \quad (3.26)$$

o que, por sua vez, corresponde à seguinte função de custo:

$$\ln c(u, \mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + \frac{u \prod_i p_i^{\beta_i}}{1 + u \sum_i \lambda_i \ln p_i} \quad (3.27)$$

Observando-se a equação (3.27) é possível perceber que no caso em que todos os coeficientes λ_i forem iguais à zero, o modelo QUAIDS reduz-se ao modelo AIDS. Aplicando-se a identidade de Roy à equação (3.26) tem-se, finalmente, a equação de demanda:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) + \frac{\lambda_i}{\prod_j p_j^{\beta_j}} \left(\ln \left(\frac{x}{P} \right) \right)^2 \quad (3.28)$$

que possui as mesmas restrições nos parâmetros do modelo AIDS, porém com condição adicional que $\sum_i \lambda_i = 0$ e que a matriz \mathbf{K} , utilizada para avaliar a concavidade da função

dispêndio do modelo QUAIDS, seja dada por:

$$k_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j \ln \left(\frac{x}{P} \right) + \frac{\lambda_i \beta_j + \lambda_j \beta_i}{b(p)} \left(\ln \left(\frac{x}{P} \right) \right)^2 + \frac{\lambda_i \lambda_j}{b(p)^2} \left(\ln \left(\frac{x}{P} \right) \right)^3 + w_i w_j - \delta_{ij} w_i \quad (3.29)$$

Com base nos parâmetros estimados a partir da equação (3.28), as elasticidades em relação ao dispêndio e as elasticidades-preço não compensadas são obtidas, respectivamente, pelas equações (3.30) e (3.31) abaixo:

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} + \frac{2\lambda_i}{w_i b(p)} \ln\left(\frac{x}{P}\right) \quad (3.30)$$

$$\varepsilon_{ij}^u = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \left(\frac{\beta_i}{w_i} + \frac{2\lambda_i}{w_i b(p)} \ln\left(\frac{x}{P}\right) \right) \times \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j \left(\ln\left(\frac{x}{P}\right) \right)^2}{w_i b(p)} - \delta_{ij} \quad (3.31)$$

Pela equação (3.30) é possível perceber que no modelo QUAIDS, ao contrário do que ocorre no seu predecessor, a caracterização de um bem ou serviço como sendo de necessidade ou de luxo depende do nível do nível de dispêndio total e de dos sinais de β_i e λ_i . No caso de β_i positivo e λ_i negativo é esperado que a elasticidade-dispêndio do produto i seja considerado um bem de luxo em níveis baixos de dispêndio, eventualmente tornando-se um bem necessário na medida em que o termo λ_i ganha importância, em níveis mais altos de dispêndio. É, portanto, uma forma flexível de analisar as características dos bens na economia, levando-se em consideração eventuais não-linearidades na relação entre nível de consumo e renda, como já mencionado.

Com base na formulação do modelo e no desenvolvimento teórico da seção 3.1, a tarefa a seguir é adaptá-lo ao sistema de demanda em dois estágios. Por analogia, no primeiro estágio a equação de demanda (3.28) acima pode ser reescrita da seguinte forma:

$$w_G = \alpha_G + \sum_H \gamma_{GH} \ln p_H + \beta_G \ln \left(\frac{x}{P^L} \right) + \frac{\lambda_G}{\prod_H p_H^{\beta_H}} \left(\ln \left(\frac{x}{P^L} \right) \right)^2 \quad (3.32)$$

possuindo as seguinte restrições nos parâmetros: $\sum_G \alpha_G = 1$, $\sum_G \beta_G = 0$, $\sum_G \lambda_G = 0$

$\sum_G \gamma_{GH} = \sum_H \gamma_{HG} = 0$, $\gamma_{GH} = \gamma_{HG}$; e $\ln P^L$ é índice de preços geral aplicável ao primeiro

estágio (ver seção 3.3.2).

A partir da equação (3.32), as elasticidades em relação ao dispêndio e as elasticidades-preço não compensadas do primeiro estágio são obtidas, respectivamente, pelas equações (3.33) e (3.34) abaixo:

$$\varepsilon_G = 1 + \frac{\beta_G}{w_G} + \frac{2\lambda_G}{w_G \cdot \prod_H p_H^{\beta_H}} \ln \left(\frac{x}{P^L} \right) \quad (3.33)$$

$$\varepsilon_{GH}^u = \frac{-\beta_G \cdot w_H}{w_G} + \frac{\gamma_{GH}}{w_G} - \left(\frac{2\lambda_G}{\prod_H p_H^{\beta_H}} \ln \left(\frac{x}{P^L} \right) \right) \cdot \frac{w_H}{w_G} - \frac{\lambda_G \beta_H \left(\ln \left(\frac{x}{P^L} \right) \right)^2}{w_G \cdot \prod_H p_H^{\beta_H}} - \delta_{GH} \quad (3.34)$$

E finalmente, as equações de demanda, da elasticidade-dispêndio e da elasticidade-preço²⁸ para o segundo estágio podem ser escritas assim:

²⁸ As equações (3.34) e (3.37), representando as elasticidades-preço não compensadas do modelo QUAIDS de ambos os estágios, já contemplam o uso do índice de preços sugerido por Moschini (1995). Na seção 3.3.2 será demonstrada como a utilização dos índices propostos pelo autor e forma de normalização dos preços adotada se reflete na fórmula das elasticidades da aproximação linear do modelo original AIDS, conhecidos na literatura como LA/AIDS.

$$w_i^G = \alpha_i^G + \sum_{j \in G} \gamma_{ij}^G \ln p_j + \beta_i^G \ln \left(\frac{x_G}{P_G^L} \right) + \frac{\lambda_i^G}{\prod_{j \in G} p_j^{\beta_j^G}} \left(\ln \left(\frac{x_G}{P_G^L} \right) \right)^2 \quad (3.35)$$

$$\varepsilon_i^G = 1 + \frac{\beta_i^G}{w_i^G} + \frac{2\lambda_i^G}{w_i^G \cdot \prod_{j \in G} p_j^{\beta_j^G}} \ln \left(\frac{x_G}{P_G^L} \right) \quad (3.36)$$

$$\varepsilon_{ij}^{uG} = \frac{-\beta_i^G \cdot w_j^G}{w_i^G} + \frac{\gamma_{ij}^G}{w_i^G} - \left(\frac{2\lambda_i^G}{\prod_{j \in G} p_j^{\beta_j^G}} \ln \left(\frac{x_G}{P_G^L} \right) \right) \cdot \frac{w_j^G}{w_i^G} - \frac{\lambda_i^G \beta_j^G \left(\ln \left(\frac{x_G}{P_G^L} \right) \right)^2}{w_i^G \cdot \prod_{j \in G} p_j^{\beta_j^G}} - \delta_{ij}^G \quad (3.37)$$

com $\sum_i \alpha_i^G = 1$, $\sum_i \beta_i^G = 0$, $\sum_i \lambda_i^G = 0$, $\sum_i \gamma_{ij}^G = \sum_j \gamma_{ji}^G = 0$, $\gamma_{ij}^G = \gamma_{ji}^G$, δ_{ij}^G é o delta de Kronecker que é igual a 1 se $i = j$ e 0 nos demais casos; e $\ln P_G^L$ é índice de preços geral aplicável ao segundo estágio (ver seção 3.3.2).

3.3 ELEMENTOS METODOLÓGICOS

Após apresentar o modelo AIDS/QUAIDS com orçamentação em dois estágios esta seção tem o objetivo de introduzir elementos práticos complementares à formulação teórica até esse ponto apresentada. A adoção destes elementos implica em introduzir mais hipóteses ao modelo, mas tem como intenção principal tornar mais precisa, além de viável, a estimação dos parâmetros que influenciam as decisões de consumo por parte dos domicílios. Dessa forma, se faz necessário enriquecer o modelo através da adição de deslocadores de demanda (*demand shifters*), contemplando variáveis não econômicas capazes de determinar o nível de consumo das famílias; e escolher um índice geral apropriado que satisfatoriamente reduza a não-linearidade das funções a serem estimadas;

3.3.1 Efeitos Geográficos e Demográficos

Como se trata de dados domiciliares é preciso levar em consideração os efeitos geográficos, demográficos e características dos membros do domicílio na determinação das suas preferências²⁹. Por simplicidade, os efeitos geográficos e demográficos influenciam a demanda através do intercepto das equações (3.32) e (3.35), de maneira que estes passem a ser escritos da seguinte forma:

$$\alpha_G = \alpha_{0G} + \sum_K \tau_{GK} z_K \quad (3.38)$$

$$\alpha_i^G = \alpha_{0i}^G + \sum_k \tau_{ik}^G z_k \quad (3.39)$$

onde z_K e z_k são as características do domicílio (localização em estrato urbano ou rural, número de moradores, presença de criança e idosos, etc.) relevantes para estimar, respectivamente, o primeiro e o segundo estágios do sistema de demanda pretendido. De forma a preservar a propriedade de *adding-up*, as seguintes restrições são impostas

$$\sum_G \alpha_{0G} = \sum_i \alpha_{0i}^G = 1 \text{ e } \sum_G \tau_{GK} = \sum_{i \in G} \tau_{ik}^G = 0.$$

3.3.2 Índice de Preços

Como visto na seção anterior, os modelos AIDS/QUAIDS acarretam na estimação de sistemas não-lineares de equações. Por esta razão a substituição de uma função não-linear, como a translogaritma, por um índice geral reduz consideravelmente o esforço computacional exigido, tendo em vista a linearidade do novo sistema de demanda a ser estimado. Deaton e

²⁹ É possível considerar que existam efeitos sazonais a serem analisados, mas tendo em vista que não há uma série temporal de dados disponível, optou-se por apenas formalizar a introdução de variáveis demográficas.

Muellbauer (1980b) sugerem a adoção índice de preços de Stone, e em função da facilidade de sua aplicação, a aproximação linear do modelo AIDS (LA/AIDS) teve ampla utilização em trabalhos empíricos [Blanciforti e Green (1983), Eales e Unnevehr (1988), Moschini e Meilke (1989), Gould, Cox e Perali (1991)].

Apesar da popularidade do modelo LA/AIDS, a escolha do índice de Stone passou a ser alvo de críticas [Pashardes (1993), Buse (1994), Moschini (1995)]. Moschini (1995) considera a escolha do índice de Stone inapropriada, tendo em vista que este não é invariante a escolha (arbitrária) da unidade de medida dos preços e quantidades, e sendo assim a estimação do modelo LA/AIDS não é uma aproximação razoável da forma não-linear do modelo AIDS. Para solucionar este problema o autor sugere a adoção de um índice de Stone modificado (a versão log-linear do índice de Paasche) ou de um outro índice de preço regular (por exemplo, as versões log-lineares dos índices de Tornqvist e Laspeyres). Outro problema associado ao uso do índice de Stone é a inconsistência dos parâmetros estimados pelo modelo LA/AIDS associado ao uso da variável dependente w_i no cálculo do índice, causando um problema de simultaneidade em razão da correlação entre w_i e os erros das regressões [Buse (1994)]. Como consequência, tais problemas levam a que as estimativas das elasticidades-preço e da elasticidade-dispêndio se tornem inconsistentes.

Como sugerido por Moschini (1995), para transpor o problema de inconsistência dos parâmetros (endogeneidade), optou-se pela adoção da versão log-linear do índice de preços de Laspeyres como deflator do dispêndio total (x) e do dispêndio na categoria G (x_G) nas equações (3.32) e (3.35), sendo eles, então:

$$\ln P = \sum_G w_G^0 \ln p_G \quad (3.40)$$

$$\ln P_G = \sum_{i \in G} w_i^{0G} \ln p_i^G \quad (3.41)$$

onde w_G^0 e w_i^{0G} representam, respectivamente, a proporção no gasto total da categoria de consumo G e a proporção do gasto do bem i dentro do dispêndio na subcategoria G , ambos no período base; e p_G e p_i^G são os índices de preços para as G ($G = 1, \dots, N$) categorias de consumo e dos i produtos pertencentes à categoria G . A utilização deste índice, assim como os demais sugeridos pelo autor, garante que no período de referência em que todos os preços são iguais a um, o ponto de normalização dos preços, a representação dos modelos AIDS e LA/AIDS são equivalentes [Asche e Wessells (1997)], e de forma análoga, ao modelo QUAIDS em dois estágios aqui proposto.

Green e Alston (1990) concluíram que a fórmula da elasticidade-preço não compensada, definida pela equação (3.20), não deve ser utilizada nos casos em que se estima o modelo LA/AIDS³⁰. Segundo os autores, aplicar os parâmetros obtidos através do modelo LA/AIDS na equação (3.20) leva um desvio não desprezível em relação ao valor real obtido através do modelo não-linear. A fórmula correta para se estimar a elasticidade-preço não compensada, obtida por Buse (1994), no caso do modelo LA/AIDS é dada por:

$$\varepsilon_{ij}^u = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \left(w_j + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j \right) \times \left(1 + \sum_j \beta_j \ln p_j \right)^{-1} - \delta_{ij} \quad (3.42)$$

³⁰ Green e Alston (1991) também demonstraram que não é correto aplicar os parâmetros do modelo LA/AIDS à fórmula da elasticidade-dispêndio do modelo AIDS. Ocorre, porém, que no ponto de normalização, as duas formulações são iguais, dispensando utilizar a expressão obtida pelos autores [Asche e Wessells (1997)].

o que por sua vez se reduz, no ponto de normalização dos preços (base igual a um, não cem), à definição alternativa usualmente encontrada na literatura para o modelo linear³¹:

$$\varepsilon_{ij}^u = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + \frac{-\beta_i \cdot w_j}{w_i} - \delta_{ij} \quad (3.43)$$

Adicionalmente, caso α_0 , em (3.12), seja igual ao logaritmo do dispêndio na data de referência (w^0), as elasticidades-preço estimadas para o modelo AIDS, a equação (3.20), se iguala à obtida pela sua aproximação linear. Estabelecida esta equivalência entre as fórmulas das elasticidades do modelo AIDS e sua aproximação linear, a opção neste trabalho foi a adoção, por analogia, das fórmulas das elasticidades-preço não compensadas dadas pelas equações (3.33) e (3.36) sugeridas por Decoster e Vermeulen (1998), apresentadas na seção 3.2.

³¹ É comum atribuir a Chalfant (1987) a formulação usual da elasticidade-preço do modelo LA/AIDS, mas Buse (1994) constata que na verdade foi Goddard (1983) o primeiro a derivar esta fórmula.

4 DADOS E ESTIMAÇÃO

Este capítulo tem como objetivo apresentar os dados e o procedimento de estimação adotado neste estudo. A seção 4.1 se baseia inteiramente na publicação dos primeiros resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-03 (IBGE 2004a) e trata de introduzir a fonte principal de dados mostrando quais são as motivações para sua realização, a abrangência, a metodologia de coleta de dados e a definição das variáveis de interesse; na seção 4.2 são feitas a descrição dos critérios de seleção da amostra e a análise descritiva das variáveis utilizadas (dispêndio, preços, variáveis demográficas e variáveis geográficas); e por fim, a seção 4.3 descreve a escolha método e as etapas do processo de estimação em cada um dos estágios orçamentários.

4.1 A PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES 2002-03

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) é realizada pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com o objetivo de mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e o rendimento das famílias residentes no Brasil. Seu objetivo principal é atualizar as ponderações dos índices de preços apurados pelo IBGE, componentes do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC): o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), que mede a inflação das famílias com renda domiciliar de entre 1 (um) e 8 (oito) salários-mínimos (SMs); e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), cujo objetivo é

medir o custo de vida das famílias com rendimentos entre um e 40 (quarenta) SMS³². Atualmente, a abrangência geográfica destes índices compreende as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia.

Outras aplicações da POF que podem ser destacadas são: subsidiar o estabelecimento de prioridades na área social para a melhoria da condição de vida da população; subsidiar a formulação de políticas públicas no campo da nutrição, saúde e moradia; a análise das disparidades entre segmentos urbanos e rurais, regiões do Brasil, e classes de rendimento; o volume de endividamento das famílias; a dimensão do mercado consumidor para grupos de produtos e serviços; e como base para o cálculo da estrutura de consumo final agregado das famílias nas Contas Nacionais.

A POF 2002-03 é a quarta pesquisa realizada pelo IBGE sobre orçamentos familiares. Anteriormente foram realizadas o Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF) entre os anos de 1974 e 1975, abrangendo todo o território nacional, exceto a área rural da Região Norte e parte da Região Centro-Oeste; e as edições da POF 1987-88 e 1995-96, com abrangência restrita às áreas de coleta do INPC e IPCA, acima mencionada. Diferentemente das suas edições anteriores, a POF 2002-03 possui abrangência nacional, realizando uma minuciosa investigação dos hábitos de consumo, do inventário de bens duráveis, da composição dos rendimentos, e da condição de vida dos moradores em domicílios particulares das áreas urbanas e rurais de todas as unidades da federação (UF). Outra característica desta edição da POF é a investigação das aquisições não-monetárias, informação fundamental para

³² O IBGE ainda produz índices com objetivos específicos, como o IPCA-15, cuja coleta ocorre do dia 15 do mês anterior ao dia 15 do mês de referência, e o IPCA-E, de divulgação trimestral e possui o mesmo período de coleta do IPCA-15.

a real avaliação das necessidades da população e para o melhor conhecimento da produção realizada pelas famílias.

A coleta dos dados da pesquisa foi realizada nas áreas urbanas e rurais em todo o território brasileiro no período de julho de 2002 a junho de 2003.

Para propiciar a publicação de resultados estatisticamente consistentes para o Brasil, Grandes Regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste), UF, áreas urbanas³³ e regiões metropolitanas contempladas nas edições anteriores da pesquisa, adotou-se um plano amostral conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística (a partir de variável que caracteriza os estratos socioeconômicos) das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do Censo Demográfico 2000. As unidades secundárias de amostragem são os domicílios particulares permanentes, selecionados por amostragem aleatória simples sem reposição dentro dos setores censitários amostrados no primeiro estágio de seleção.

Outro fator que diferencia a POF 2002-03 das demais pesquisas é a escolha da variável socioeconômica para a definição dos estratos estatísticos da amostra. Em função da indisponibilidade de dados acerca dos rendimentos investigados pelo Censo Demográfico 2000 no período de planejamento da amostra, optou-se pela utilização da informação sobre a média de anos de estudo do responsável pelo domicílio considerada uma *proxy* dos rendimentos auferidos pelo responsável pelo domicílio.

Ao todo, foram selecionados 3.984 setores para a amostra, sendo feita uma listagem, em campo, de todos os domicílios existentes nestes setores, de forma a se obter um cadastro

³³ O desenho amostral da pesquisa apenas permite que os dados das áreas rurais sejam divulgados em nível de Grandes Regiões e Brasil, não sendo possível publicar os dados referentes às rurais das UFs.

atualizado para a posterior seleção dos domicílios. Dentro de cada setor foi realizada uma seleção maior de domicílios em cada setor, prevendo-se perdas por entrevistas não-realizadas devido à seleção de domicílios que não pertencem à população-objetivo da pesquisa, como os vagos, de usos ocasionais ou coletivos, assim como os casos onde os domicílios selecionados se recusam a responder ou se encontraram fechados.

A seleção final da amostra contou com total de 44.248 domicílios esperados para a entrevista em todo o Brasil, sendo selecionados 60.911 e efetivamente entrevistados 48.470 domicílios. O número fixado de domicílios a serem entrevistados por setor foi estabelecido de acordo com a área da pesquisa: 10 (dez) domicílios nos setores urbanos, 16 (dezesesseis) nos setores rurais das Regiões Norte e Nordeste, e 20 (vinte) nos setores rurais das Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, com uma seleção 25% (30% nas áreas urbanas) superior de domicílios para compensar eventuais não-respostas.

Estabelecida a abrangência geográfica e o período de realização da pesquisa, resta tratar do período de referência das informações de aquisições e rendimentos fornecidas pelas famílias respondentes. Dado o grande volume e diversidade de itens de despesas, com diferentes valores unitários e períodos distintos de aquisição é preciso definir períodos de referência variados. Geralmente, despesas de menor valor são realizadas com maior frequência de aquisição, ao passo que as despesas que envolvem um dispêndio maior ou são facilmente estocáveis (pouco perecíveis) necessitam de mais tempo para serem realizadas. Dessa forma, foram definidos 4 (quatro) períodos de referência para a apuração das despesas familiares: 7 (sete) dias, 30 (trinta) dias, 90 (noventa) dias e 12 (doze) meses.

As informações sobre despesas com alimentação dentro do domicílio, ênfase maior deste trabalho, são coletadas segundo o período de referência de sete dias, através da Caderneta de

Despesa Coletiva, que além das despesas com alimentação registra as despesas com artigos de higiene e limpeza. Os dados de rendimentos e as informações relacionadas são coletados segundo o período de referência de doze meses, através do instrumento de coleta chamado Questionário de Rendimento Individual. Os demais itens de despesa são coletados em dois outros questionários, um referente às despesas coletivas realizadas em função da manutenção do domicílio, não sendo possível discriminar qual membro da família efetivamente realizou ou usufruiu o bem ou serviço adquirido (taxas de energia elétrica, água, esgoto, telefone fixo e gás de uso doméstico, aluguel, condomínio, serviços domésticos etc.); e outro referente às despesas de uso ou finalidade individual, tais como: comunicações, transporte, educação, alimentação fora de casa, fumo etc.

As características gerais do domicílio são coletadas através do Questionário do Domicílio, onde são obtidas informações sobre: tipo do domicílio, número de cômodos, forma de abastecimento de água, tipo de esgotamento sanitário, condição de ocupação (próprio, alugado ou cedido), tempo de moradia etc. Neste questionário são obtidos, ainda, informações sobre características dos membros dos moradores destes domicílios, tais como: relação com a pessoa de referência da unidade de consumo, sexo, idade, nível de instrução, religião, cor ou raça, peso e altura.

Devido às diversas referências temporais das informações coletadas e às variações de preços não desprezíveis ao longo do período de coleta dos dados de despesa e rendimento é necessário eleger uma data referencial comum para a comparação dos valores apurados. Para o procedimento de deflacionamento dos dados foram utilizados diferentes indexadores, definidos em função das características dos bens e serviços, dos diversos tipos de

rendimentos, assim como a existência e disponibilidade de indexadores adequados para as despesas³⁴.

Para efeito de publicação dos dados, o IBGE estabeleceu a data referencial de 15 de janeiro de 2003 como sendo o período base para o deflacionamento dos valores de despesas e rendimentos da pesquisa. Com base em tal informação, disponível com os microdados da pesquisa, foi possível obter todas as despesas e recebimentos a preços de uma data comum (15/01/2003). O Apêndice A descreve as hipóteses e o tratamento dos dados para tornar, também, comparáveis todos os dispêndios realizados na data da entrevista nos domicílios.

4.2 SELEÇÃO DA AMOSTRA E ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

De posse dos microdados referentes aos 48.470 domicílios da pesquisa, realizou-se o processo de seleção da amostra considerada mais adequada para o estudo em questão. Inicialmente, sendo um dos objetivos de este trabalho analisar a influência nas decisões de consumo dos preços e da renda (do dispêndio), controlados por variáveis geográficas e demográficas, apenas foram consideradas as aquisições de bens não duráveis, exclusive bebidas alcoólicas e fumo, que tenham sido efetivamente realizadas no mercado (dispêndios monetários).

A opção pela exclusão do dispêndio em bebidas alcoólicas e fumo foi decorrente fato de tais bens serem mais bem analisados no âmbito dos modelos de formação de hábito³⁵, sendo tanto

³⁴ Para as despesas com bens e serviços os indexadores utilizados foram as series históricas do IPCA das 11 (onze) regiões pesquisadas pelo IBGE. O IPCA de cada uma das onze regiões foi utilizado para deflacionar os dados da respectiva UF. Nas UFs não cobertas pelo IPCA, adotou-se o IPCA da região que mais se assemelhava aos comportamentos dos preços dos produtos e serviços e com os padrões de rendimentos (ver Apêndice A).

³⁵ Modelos de formação de hábito dizem respeito ao caso de indivíduos que descobrem o consumo de um produto em um período e isto aumenta seu consumo nos períodos subseqüentes, onde em casos extremos (vício e dependência) o consumo passado aumenta significativamente a utilidade do consumo presente. Matematicamente, este tipo de comportamento pode ser formalizado assumindo-se que a utilidade no período t depende do consumo no período presente e em todos os períodos anteriores [Nicholson (2004)]: $u = v(x_t, q_t, s_t)$,

onde $s_t = \sum_{i=1}^{\infty} q_{t-i}$.

o modelo AIDS/QUAIDS, em sua formulação original, quanto os dados disponíveis pouco adequados para a realização desta tarefa. Razão semelhante motivou o descarte dos registros de dispêndios em bens duráveis (eletrodomésticos, imóveis e veículos) da amostra, onde as aquisições com baixa frequência e realizadas apenas por poucos domicílios da amostra demandam, também, a adoção de modelos específicos³⁶.

Adicionalmente, optou-se por estudar somente aqueles domicílios que, no período de referência da pesquisa, tenham realizado alguma aquisição de alimentos para consumo dentro do domicílio, representando 43.423 observações. Tal critério de seleção teve o objetivo de excluir da amostra aqueles domicílios que, ou não arcaram com a despesa de aquisição (dispêndio não monetário) dos alimentos consumidos por seus membros (recebimento de doações, realização de trocas, retiradas de negócio, produção própria ou não realizaram qualquer despesa alimentar na semana de referência da pesquisa), ou realizaram todas as suas refeições fora do domicílio (restaurantes, lanchonete, refeitórios etc.).

Um critério *ad hoc* para a seleção da amostra foi a inclusão apenas de domicílios que tenham incorrido em um dispêndio mínimo, a preços de 15 de janeiro de 2003, de vinte reais *per capita* por mês em alimentos, reduzindo heterogeneidade no comportamento de dispêndio dos domicílios da amostra. Esta escolha arbitrária do valor de corte teve, também, a intenção de reduzir a ocorrência de não observações da variável dependente, problema similar ao consumo de bens duráveis acima citados, em especial na análise das categorias alimentares

³⁶ Dentre estes modelos, denominados de variáveis censuradas, é possível destacar: o Tobit, proposto por Tobin (1958), que se baseia na hipótese de que as despesas nulas são atribuídas à fatores econômicos (preço e renda); o *double-hurdle*, desenvolvido por Cragg (1971), que representa uma generalização do modelo Tobit, onde se incorpora a possibilidade de se deparar com zero nas respostas em função da não participação no mercado por motivos além dos econômicos; e o modelo apresentado por Blundel e Meghir (1987), que trata especificamente da baixa frequência de aquisições.

(ver Tabela 1). Escolhas de valores de corte superiores levariam a uma substancial perda de observações, reflexo da extrema concentração da renda e do dispêndio no Brasil³⁷.

O último critério de seleção da amostra diz respeito às variações extraordinárias, positivas e negativas, de preços dentro do período de análise da pesquisa. Foram classificadas como extraordinárias, ou *outliers*, as variações de preços positivas superiores a 172% e negativas inferiores a 63%³⁸, levando a exclusão de um número reduzido de domicílios (989 observações, ou 2,0% da amostra), mas com substancial potencial para influenciar os resultados, em função de seu distanciamento das demais observações.

O resultado final do processo de seleção da amostra resultou no descarte de 16.470 observações, ou aproximadamente 34% do total. A Tabela 4-1 ilustra o impacto da seleção em termos da proporção de domicílios que adquiriram bens e serviços contidos nas categorias de consumo e alimentares consideradas.

Como pode ser visto, a seleção da amostra surtiu mais impacto na proporção de domicílios que consumiram pelo menos um produto pertencente a uma categoria alimentar do que da proporção daqueles que adquiriram produtos de uma das categorias de consumo. Este resultado atende ao outro objetivo do estudo: a ênfase nos dispêndios alimentares.

³⁷ Para efeito de demonstração, a adoção do valor de corte de R\$ 20,00 resultou na exclusão de 10.434 domicílios, ou aproximadamente 21,5% da amostra. Um valor de corte de R\$ 30,00 (R\$ 1,00 *per capita*/dia) descartaria adicionais 5.682 domicílios, ou 11,7% da amostra total.

³⁸ A escolha deste intervalo se deve ao valor dos preços no ponto de normalização, onde a base escolhida foi igual a um, não cem. Dessa forma, na transformação dos preços para logaritmos, os preços das categorias de consumo e alimentos em 15/01/2003 são iguais à zero ($\exp(0) = 1$), com preços normalizados e transformados com valor acima de um representando as variações positivas acima de 170% ($\exp(1) \cong 2,718$) e valores abaixo de -1 (menos um) representando as variação negativas abaixo de 63% ($\exp(-1) \cong 0,368$).

Tabela 4-1 – Proporção de domicílios que adquiriram bens e serviços contidos nas categorias de consumo e de alimentos.

Categorias de Consumo	Prop.	Categorias de Alimentos	Prop.
Amostra Completa (48.470 Observações)			
Alimentos	90.5%	Bebidas não alcoólicas	53.9%
Alimentação fora do domicílio	61.2%	Carnes, aves e peixes	70.3%
Vestuário	86.2%	Cereais e leguminosas	66.3%
Habitação e artigos de residência	99.1%	Hortifruti	52.9%
Transporte e comunicação	82.3%	Laticínios	59.5%
Saúde	76.5%	Panificados e farinhas	52.5%
Outros produtos e serviços	96.5%	Demais alimentos	72.4%
Amostra Restrita (32.000 Observações)			
Alimentos	100,0%	Bebidas não alcoólicas	69,2%
Alimentação fora do domicílio	66,5%	Carnes, aves e peixes	88,3%
Vestuário	88,8%	Cereais e leguminosas	83,8%
Habitação e artigos de residência	99,7%	Hortifruti	68,6%
Transporte e comunicação	85,6%	Laticínios	74,4%
Saúde	80,3%	Panificados e farinhas	68,0%
Outros produtos e serviços	98,0%	Demais alimentos	84,8%

Fonte: Tabulação própria com base nos microdados da POF 2002-03.

Definida a amostra, contendo 32.000 observações, passa-se à análise descritiva das variáveis selecionadas para a obtenção do sistema de demanda para o Brasil, com base na POF 2002-03. Para facilitar a apresentação dos dados foram elaboradas 3 (três) tabelas contendo os valores da média, desvio padrão, máximo e mínimo das variáveis, com destaque, caso sejam específicas, aos estágios orçamentários ao qual pertencem.

A Tabela 4-2, a seguir, contém os valores das variáveis dependentes (participação orçamentária) de cada um dos estágios orçamentários. Forçosamente, dentre as categorias de consumo, apenas os alimentos apresenta a característica de possuir uma participação orçamentária mínima superior à zero, e conseqüentemente nenhuma das demais categorias no primeiro estágio atingem o valor máximo igual a um. Fato distinto ocorre no segundo estágio, onde são observados consumos extremos em todas as categorias alimentares.

Tabela 4-2 – Participações orçamentárias das categorias de consumo (primeiro estágio) e das categorias alimentares (segundo estágio).

	Média	D.P.	Máx.	Min.
Categorias de Consumo				
Alimentos	0,318	0,201	1,000	0,008
Alimentação fora do domicílio	0,050	0,076	0,757	0,000
Vestuário	0,069	0,070	0,709	0,000
Habitação e artigos de residência	0,196	0,129	0,954	0,000
Transporte e comunicação	0,157	0,148	0,959	0,000
Saúde	0,060	0,086	0,888	0,000
Outros produtos e serviços	0,150	0,122	0,836	0,000
Categorias de Alimentos				
Bebidas não alcoólicas	0,065	0,085	1,000	0,000
Carnes, aves e peixes	0,302	0,217	1,000	0,000
Cereais e leguminosas	0,195	0,172	1,000	0,000
Hortifruti	0,077	0,105	1,000	0,000
Laticínios	0,114	0,130	1,000	0,000
Panificados e farinhas	0,129	0,132	1,000	0,000
Demais alimentos	0,119	0,124	1,000	0,000

Fonte: Tabulação própria com base nos microdados da POF 2002-03.

Analisando-se as participações médias do primeiro estágio (categorias de consumo), é possível perceber de forma imediata a importância da alimentação dentro do domicílio e da habitação, incluídos os artigos residenciais, representando mais da metade (51,4%) do valor do consumo médio da amostra selecionada. Tal participação não se configura anormal tendo em vista que os bens e serviços contidos nestas categorias de consumo podem ser considerados essenciais, onde retornado à Tabela 4-1 se observa que praticamente todos os domicílios da amostra completa e selecionada realizaram algum dispêndio em produtos alimentícios e de habitação. São, ainda, as categorias de consumo que apresentam os menores coeficientes de variação³⁹ (CVs), 63,2 e 65,8% para os alimentos e habitação, respectivamente.

³⁹ O coeficiente de variação é uma medida de variabilidades calculada a partir da razão entre o desvio padrão e a média aritmética de um conjunto de dados.

As categorias de consumo de Alimentação fora do domicílio, Saúde e Vestuário representam, em termos de participação orçamentária e variabilidade, o extremo oposto do comportamento dos alimentos e da habitação. O somatório de suas participações médias alcançam 17,9%, apresentando CVs entre 101,4% (Vestuário) e 152,0% (Alimentação fora do domicílio), mais de duas vezes a variação relativa das categorias antes analisadas. Já as demais categorias (Transporte e comunicação e Demais serviços e produtos) possuem características intermediárias em termo de participação orçamentária e variabilidade relativa.

No segundo estágio os alimentos consumidos dentro do domicílio se encontram desagregados, também, em sete categorias (Bebidas não alcoólicas; Carnes, aves e peixes; Cereais e leguminosas; Hortifruti; Laticínios, Panificados e farinhas; e Demais alimentos). Dentre os alimentos percebe-se um padrão similar ao visto nas categorias de consumo. Neste caso, as carnes (bovina, suína, aves, peixes e demais animais), exclusive os derivados do leite (laticínios), e os Cereais e leguminosas (em especial, arroz e feijão) representam 49,7% do valor dos alimentos consumidos, sendo adquiridos por pelo menos 83,8% dos domicílios (ver Tabela 4-1). Sem surpresa, são as categorias alimentares que apresentam menor variabilidade relativa, com o valor do CV das carnes em torno de 72,9% e o dos Cereais e leguminosas 88,2%.

No caso dos alimentos, a faixa intermediária é mais abrangente, contendo as categorias que abrangem os Panificados e farinhas, inclusive massas alimentícias, Laticínios e Demais produtos alimentares (açucars, óleos, gorduras, sais, condimentos e alimentos preparados). Estas três categorias possuem participações orçamentárias muito próximas, oscilando entre 11,4% (Laticínios) e 12,9% (Panificados e farinhas), somando, portanto, 36,2% total alocando do dispêndio em alimentos. E da mesma forma que o observado nas categorias de consumo, a variabilidade relativa possui uma relação inversa com a participação orçamentária média, ou

seja, menos homogêneo é o comportamento do consumidor na medida em que os domicílios incorrem em seus dispêndios considerados essenciais (com maior frequência e valor).

As Bebidas não alcoólicas (refrigerantes, refrescos e sucos) e os produtos hortifrutigranjeiros (hortaliças e frutas), denominado Hortifruti, são as categorias alimentares consumidas em menor valor pelos domicílios que compreendem a amostra, com 14,2% de participação. Neste caso, também, não são estas categorias exceções ao comportamento já destacado de aumento da heterogeneidade no consumo em função da menor participação orçamentária.

Obviamente, sendo uma análise restrita às estatísticas dos valores de dispêndio, pouco se pode afirmar quanto ao aspecto nutricional (disponibilidade alimentar) da composição média das despesas alimentares. Para realizar tal tarefa é preciso trabalhar com as quantidades de alimentos consumidas por cada morador, o que difere das duas medidas adotadas neste trabalho: o valor dos dispêndios e o domicílio.

Um estudo elaborado pela mesma coordenação responsável pela coleta e publicação dos resultados da POF 2002-03, intitulado: “Análise da Disponibilidade de Alimentos e do Estado Nutricional do Brasil” (IBGE 2004b), trata com detalhes desta questão. Infelizmente, em função da unidade (quantidade *per capita*) e classificações adotadas, uma comparação entre as categorias alimentares da amostra selecionada e do referido trabalho sofre de alguma imprecisão⁴⁰. Pela publicação do IBGE, o agrupamento equivalente aos Cereais e leguminosas representa 30,3% das quantidades consumidas por morador; Carnes, aves e peixes aproximadamente 13,3%, revelando o maior custo unitário dos produtos da última categoria; 28,0% os Demais produtos alimentares, praticamente compostos por óleos, gorduras e

⁴⁰ A publicação do IBGE inclui, ainda, em sua análise todas as aquisições de alimentos, tanto as monetárias quanto as não monetárias (doações, trocas, produção própria e retirada de negócio).

açúcares, revelando-se o oposto das carnes; 8,1% os Laticínios; 17,0% os Panificados e farinhas; e apenas 3,3% as frutas e hortaliças.

Duas conclusões da publicação podem ser aqui aproveitadas, por destacarem alguns dos comportamentos observados na análise dos valores dos dispêndios alimentares. A primeira diz respeito à característica positiva de elevado aporte relativo de proteína de origem animal na dieta dos domicílios brasileiros (IBGE [2004b]). A segunda característica, essa negativa, refere-se ao “(...) teor excessivo de açúcar nas dietas e o consumo insuficiente de frutas e hortaliças” (IBGE [2004b]). São características de um estágio intermediário de evolução do estado nutricional da população, refutando a tese de que dado ao fato do Brasil apresentar uma das piores distribuições de renda do mundo aqui seria observada a chamada “fome africana”, o caso extremo de desnutrição da população⁴¹.

Prosseguindo na análise, a Tabela 4-3 apresenta as estatísticas dos preços de ambos os estágios, medidos em logaritmos e com base igual a um em 15 de janeiro de 2003, data de normalização dos preços. Segundo Deaton (1988), apesar de se tratar de dados de corte transversal (*cross section*), os preços avaliados em diferentes partes do país já conteriam a informação necessária para se calcular, além da elasticidade-dispêndio, as elasticidades-preço própria e cruzada dos produtos, possibilitando a estimação de sistemas de demanda completos.

⁴¹ Pelos dados da POF 2002-03, a disponibilidade média de alimentos dos moradores dos domicílios brasileiros correspondeu a cerca de 1.800 kcal/dia, sendo 1.700kcal/dia correspondente ao estrato urbano e 2.400 kcal/dia ao rural, superior aos 2.200kcal *per capita* considerados a necessidade energética mínima diária pela FAO (*Food and Agriculture Organization*) e OMS (Organização Mundial da Saúde) [OMS (1985)]. Não é possível, porém, avaliar a inadequação da disponibilidade calórica no estrato urbano, uma vez que não se está considerando a fração dos alimentos consumidos fora do domicílio, cuja participação orçamentária e importância como fonte de nutrição tende a aumentar quanto mais densa é a concentração da população [IBGE (2004b)].

Como pode ser visto, os preços de ambos os estágios orçamentários apresentaram uma volatilidade considerável durante o período de referência da pesquisa. No primeiro estágio os preços que apresentaram as menores amplitudes de variações foram os das categorias de Vestuário, Saúde e Alimentos, enquanto que as maiores foram registradas nos preços da Alimentação fora do domicílio e da Habitação e artigos de residência.

**Tabela 4-3 – Logaritmo dos preços normalizados do primeiro e segundo estágios
(período base em 15/01/03 = 1)**

	Média	D.P.	Máx.	Min.
Preços do Primeiro Estágio				
ln(preço_alimentos)	-0,053	0,109	0,679	-0,642
ln(preço_alimentação_fora)	-0,022	0,102	0,998	-0,963
ln(preço_vestuário)	-0,004	0,038	0,761	-0,181
ln(preço_habitação_artigos_resid)	-0,012	0,073	0,990	-0,942
ln(preço_trans_comunic)	-0,008	0,079	0,978	-0,642
ln(preço_saúde)	-0,013	0,064	0,967	-0,177
ln(preço_outros)	-0,005	0,055	0,863	-0,609
Preços do Segundo Estágio				
ln(preço_bebidas)	-0,001	0,102	0,759	-0,360
ln(preço_carnes)	-0,057	0,095	0,133	-0,229
ln(preço_cereais)	-0,067	0,156	0,861	-0,739
ln(preço_hortifruti)	0,036	0,175	0,992	-0,951
ln(preço_laticínios)	-0,041	0,091	0,319	-0,482
ln(preço_panificados)	-0,050	0,097	0,935	-0,438
ln(preço_demais)	-0,066	0,142	0,979	-0,629

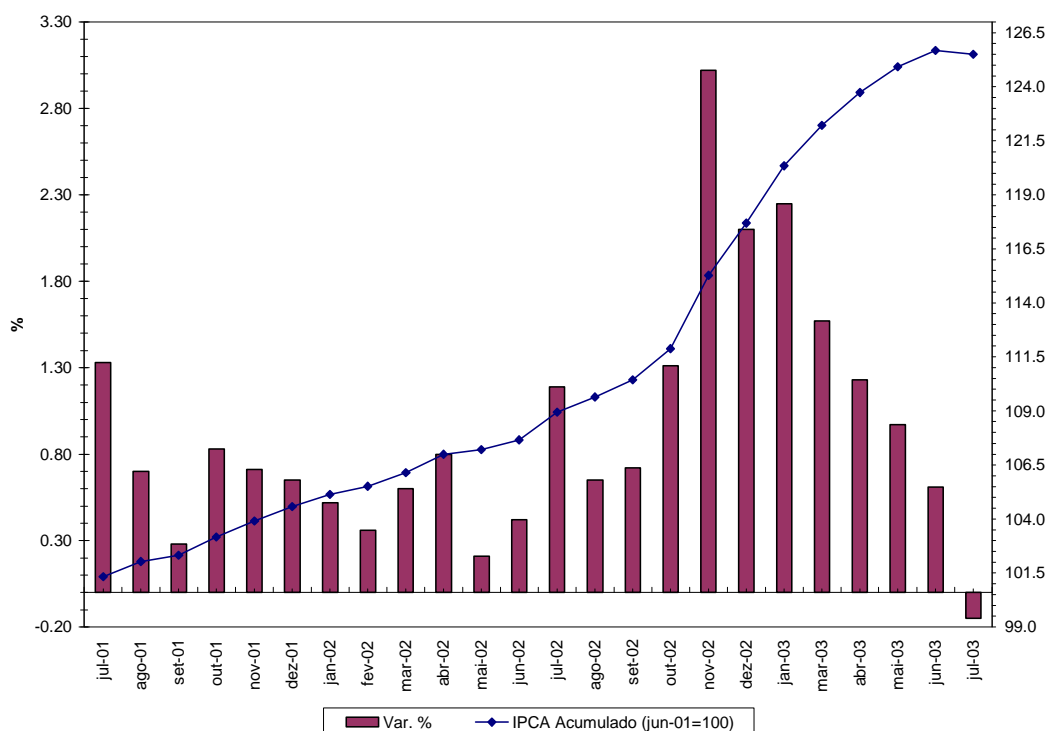
Fonte: Tabulação própria com base nos microdados da POF 2002-03.

No segundo estágio, chama atenção a baixa amplitude de variação da categoria das Carnes, aves e peixes, seguida da variação dos Laticínios, caracterizando-se como um fenômeno comum aos gêneros alimentícios de origem animal. Já as categorias alimentares que apresentaram comportamentos diversos foram de Hortifruti e Cereais e leguminosas, cujos preços dos produtos que as compõem estão mais sujeitos às variações sazonais das safras

agrícolas⁴². Um dos possíveis responsáveis pela máxima nos preços da categoria dos Panificados e farinhas foi o impacto defasado do aumento da taxa de câmbio a partir do segundo semestre de 2002, chegando a atingir R\$3,90/US\$ em setembro de 2002, nos insumos derivados do trigo, em grande parte de origem importada.

Em se tratando de uma pesquisa em que a coleta dos dados de dispêndios e rendimentos ocorreu em um período até doze meses anteriores à data da entrevista, deve-se considerar a distribuição das informações dentro de um prazo de 24 meses. Com base o IPCA, a inflação acumulada no período compreendido entre julho de 2001 e junho de 2003 foi de aproximadamente 25,6%, ou 12,1% em termos anualizados (ver Gráfico 4-1).

Figura 4-1 – Variação percentual e IPCA acumulado (junho/01 = 100) de julho/01 a junho/03



Fonte: Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA).

⁴² A amplitude dos preços dos Demais alimentos é tão elevada quanto dos Cereais e leguminosas, mas devido a sua composição mais heterogênea não possível é alegar o mesmo motivo (sazonalidade) para a variação nos preços.

O período compreendido pela pesquisa foi caracterizado pelo aumento da aversão ao risco no mercado internacional e queda na confiança na evolução da economia brasileira em decorrência, principalmente, do contágio da crise argentina e dos ataques terroristas no EUA em 2001, e das incertezas causadas pela eleição presidencial no Brasil no final de 2002⁴³. O auge do surto inflacionário observado ocorreu entre os meses de outubro de 2002 e janeiro de 2003, com novembro de 2002 registrando a maior variação, cerca de 3,0% (ver Gráfico 4-1). São variações substanciais nos preços absolutos e relativos em um curto espaço de tempo, com possíveis reflexos adversos nas propriedades da função de demanda a ser estimada.

A Tabela 4-4, a seguir, contém o valor do logaritmo da renda domiciliar, a preços de 15 de janeiro de 2003 (deflacionamento original da pesquisa); o logaritmo do dispêndio total e alimentar, em termos nominais; os índices de preços de Laspeyres dos dois estágios orçamentários, calculados segundo a seção 2.3.2; as variáveis demográficas (número de moradores, número mulheres, presença de idosos e crianças, gênero e nível de instrução do responsável pelo domicílio e condição de ocupação do domicílio); e as variáveis geográficas (se domicílio se localiza em estrato urbano, em região metropolitana e em qual Grande Região este se situa).

Os valores mínimos observados na amostra para os dispêndios alimentar e total domiciliares foram, respectivamente, R\$ 182,00 e R\$ 294,12. Os máximos da renda e dos dispêndios, cujos valores não foram limitados, alcançam as seguintes cifras: R\$ 62.755,41 (dispêndio nominal alimentar), R\$ 128.797,93 (dispêndio nominal total) e R\$ 658.026,18 (renda domiciliar deflacionada). É notória a influência que a seleção de domicílios com um

⁴³ Entre 2001 e 2003 as metas de inflação fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) não foram cumpridas. Em 2001 a meta estipulada foi de 4,0%, com um intervalo de tolerância de 2,0%, sendo a inflação registrada pelo IPCA de 7,7%. Já em 2002 a meta estipulada foi de 3,5%, com o mesmo intervalo de 2,0%, com a inflação atingindo o valor de 12,5%. E em 2003 a inflação registrada ultrapassou a meta em 0,8% o limite superior da meta ajustada de inflação, estipulada em 8,5%, tendo sido registrado 73% deste valor, ou 6,8%, apenas nos primeiros cinco meses do ano.

dispêndio alimentar *per capita* acima de R\$ 20,00 mensais teve ao limitar inferiormente os valores do dispêndio domiciliar alimentar e do dispêndio domiciliar total, ambos em termos anuais e nominais, mas não a renda anual real recebida pelos membros do domicílio. A ocorrência de observações de dispêndio sem a contrapartida de recebimento corresponde a possíveis erros de mensuração nas respostas por parte dos domicílios, fato comum em pesquisas de orçamento aplicadas em economias com elevado grau de informalidade. Em parte, a ausência de respostas é causada pela dificuldade, ou até mesmo a impossibilidade, de obtenção de algum registro do valor da renda auferida, tarefa mais simples de ser executada em se tratando de comprovar as despesas realizadas (comprovantes e notas fiscais).

Os índices de preços de Laspeyres apresentam uma amplitude e variabilidade inferior aos referentes índices individuais das categorias de consumo e de alimentos. Apesar da proximidade de valores, a fórmula do índice de preços do segundo estágio não coincide com o cálculo do índice de preço da categoria de consumo dos alimentos no primeiro estágio orçamentário. A fórmula do índice de preços dos alimentos no primeiro estágio é igual ao logaritmo natural da média aritmética dos relativos de preços dos i produtos entre o período base e o período t , ponderado por suas respectivas participações na cesta de consumo no período base (índice de Laspeyres). Já a fórmula do índice de preços do segundo estágio (a versão *log-linear* do índice de Laspeyres) representa a média geométrica dos preços, avaliados em t e ponderados pelas participações orçamentárias no período base⁴⁴ (Moschini [1995]).

⁴⁴ Em termos formais, $\ln(L_{0,t}) = \ln\left(\sum_{i=1}^n w_i^0 \times \left[\frac{p_i^t}{p_i^0}\right]\right) \neq \sum_{i=1}^n w_i^0 \times \ln p_i^t = \ln P^0$, onde $L_{0,t}$ representa o índice de preços de Laspeyres da categoria de consumo entre os períodos 0 e t .

Tabela 4-4 – Renda, dispêndio, índice de preços (Laspeyres), variáveis geográficas e demográficas.

	Média	D.P.	Máx.	Min.
Renda, Dispêndio e Índices de Preços				
ln(renda domiciliar deflacionada) ¹	8,212	1,041	13,397	0,000
ln(dispêndio total nominal) ²	9,152	0,907	11,766	5,684
ln(dispêndio em alimentos nominal) ³	7,758	0,749	11,047	5,204
Índice de Laspeyres do primeiro estágio ²	-0,025	0,074	0,466	-0,494
Índice de Laspeyres do segundo estágio ³	-0,045	0,100	0,569	-0,701
Variáveis Demográficas⁴				
Número de moradores no domicílio	3,731	1,586	10,000	1,000
Número de mulheres no domicílio	1,909	1,097	9,000	0,000
Presença de idoso	0,168	0,374	1,000	0,000
Presença de criança	0,293	0,455	1,000	0,000
Mulher responsável pelo domicílio	0,253	0,434	1,000	0,000
Sem instrução (responsável pelo domicílio)	0,149	0,356	1,000	0,000
Nível superior (responsável pelo domicílio)	0,079	0,269	1,000	0,000
Variáveis Geográficas⁴				
Domicílio em estrato urbano	0,808	0,394	1,000	0,000
Domicílio localizado em região metropolitana	0,164	0,370	1,000	0,000
Sudeste	0,178	0,382	1,000	0,000
Sul	0,125	0,330	1,000	0,000
Centro-Oeste	0,154	0,361	1,000	0,000
Norte	0,143	0,350	1,000	0,000
Nordeste	0,400	0,490	1,000	0,000

Fonte: Tabulação própria com base nos microdados da POF 2002-03.

Nota: 1) A renda domiciliar deflacionada não é uma das variáveis explicativas, mas consta desta tabela para efeito de comparação com os valores das estatísticas do dispêndio total e alimentar. 2) Variável explicativa pertencente ao primeiro estágio orçamentário. 3) Variável explicativa pertencente ao segundo estágio orçamentário. 4) Variáveis comuns a ambos os estágios.

Em relação às variáveis demográficas, a amostra apresenta uma média de 3,7 moradores por domicílios, dos quais 51,2% são mulheres. Cerca de 30% dos domicílios possuem pelo menos uma criança (cinco ou menos anos) moradora e em aproximadamente 17% observa-se a presença de ao menos um morador idoso, com mais de 65 anos de idade.

Com referência aos responsáveis pelas despesas de moradia (aluguel ou prestação do imóvel) e/ou serviços e taxas da moradia (luz, água, condomínio e outros), 25,3% são mulheres, 14,9% não possuem qualquer nível de instrução (fundamental, médio ou superior) e apenas

7,9% concluíram o nível superior, incluindo aqueles que possuem título de especialização, pós-graduação, mestrado, doutorado ou pós-doutorado.

A amostra é predominantemente urbana, sendo 80,8% dos domicílios estão localizados em estratos urbanos, e relativamente pouco concentrada (16,4%) nas mesmas regiões metropolitanas contempladas na coleta dos índices de preços oficiais realizadas dos IBGE (INPC, IPCA, IPCA-E e IPCA-15)⁴⁵. Estes números, assim como ocorre em todas as variáveis geográfica descritas a seguir, apresentam um viés causado pela maior presença relativa de domicílios rurais na amostra original, conseqüência do processo de amostragem descrito na seção anterior.

A análise das variáveis regionais (Sudeste, Sul, Centro-Oeste, Norte e Nordeste) chama a atenção para o pequeno número de domicílios localizados na Região Sudeste. As razões para a menor ocorrência destes domicílios são: o maior grau de urbanização e a concentração populacional dos setores selecionados na região, onde cada unidade de pesquisa sorteado representa um número maior de domicílios, diferente do que ocorre em nas regiões mais esparsamente povoadas. Dessa forma, atribui-se um peso amostral para cada observação igual a razão inversa da probabilidade deste ter sido sorteado dentro do setor selecionado, de maneira a reconstituir a população objeto da pesquisa. Outro fator que influencia na menor participação dos domicílios Região Sudeste é a estratificação geográfica da amostra, onde se buscou obter a representatividade de cada UF do Brasil, levando a que as regiões com mais estados, Norte (sete estados) e Nordeste (nove estados), juntos, detenham a maioria dos setores selecionados e, conseqüentemente, dos domicílios.

⁴⁵ Segundo o Censo 2000, realizado pelo IBGE (<http://www.sidra.ibge.gov.br/>), a participação dos domicílios urbanos é de 83,3% e os localizados no conjunto das nove regiões metropolitanas, além de Goiânia-GO e Brasília-DF, contempladas pelo SNIPC, somavam 34,0%.

As conseqüências para a estimação do modelo, cujo procedimento é objeto da próxima seção, de uma amostragem deliberada de domicílios das regiões norte e nordeste e do estrato rural dependem da abordagem escolhida para o trabalho. Caso a intenção do estudo seja previsão do comportamento da população (abordagem descritiva) é necessário fazer uso dos pesos amostrais, informação geralmente disponível com a divulgação dos microdados das pesquisas. Caso contrário, quando se pretende apenas realizar uma regressão da variável dependente (w) em termo das variáveis independentes (\mathbf{x}), condicionado ao fato que o modelo para w dado \mathbf{x} está corretamente especificado (abordagem analítica ou estrutural) e não sendo a estratificação função da variável dependente, ou seja, não ocorrendo uma estratificação endógena da amostra, dispensa-se o uso de pesos amostrais [Cameron e Trivedi (2006)].

Neste estudo é utilizada a abordagem analítica, e considerando que o valor das variáveis dependentes em ambos os estágios, as participações orçamentárias, não determinam o desenho da amostra original ou selecionada, sendo, portanto, a estratificação exógena, dispensando a necessidade de ponderar as observações (regressão ponderada). A seção seguinte detalha a escolha do método e as etapas para obtenção dos parâmetros de interesse de ambos os estágios orçamentários.

4.3 O PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO

Os modelos AIDS e QUAIDS nos dois estágios foram estimados amostras de mesmo tamanho, contendo 32.000 observações, com variáveis demográficas e geográficas comuns. Em função da propriedade de *adding-up*, realizar a estimação conjunta de todas as categorias de consumo e de alimento acarreta na singularidade da matriz de covariância dos resíduos de ambos os sistemas, exigindo que seja omitida uma equação em cada um dos estágios, sendo

descartada a equação referente aos Outros produtos no primeiro estágio e serviços e no segundo estágio os Demais alimentos.

O método de estimação adotado foi o *Iterative Seemingly Unrelated Regression* (ISUR), que equivale a uma estimação por Máxima Verossimilhança de Informação Completa (FIML, em inglês) possuindo, portanto, as propriedades de serem consistentes e assintoticamente eficientes [Greene (2003)]. Outra propriedade desejável deste método de estimação é invariância na estimação dos parâmetros das equações em função da escolha da equação omitida, permitindo que esta possa ser completamente arbitrária [Berndt e Wood (1975)]. Sendo assim, com base nas equações estimadas é possível recuperar os parâmetros das equações descartadas fazendo uso da propriedade de *adding-up*, automaticamente satisfazendo esta restrição.

Em cada estágio orçamentário, a restrição de homogeneidade $\left(\sum_j \gamma_{ij} = 0\right)$ é imposta no momento da estimação ao se dividir todos os preços do sistema pelo preço de uma determinada categoria escolhida arbitrariamente, o preço de referência, obtendo-se, assim, os preços relativos. Este procedimento equivale a impor diretamente a restrição de homogeneidade a todos os parâmetros de preços no momento de estimar o modelo, e tal como ocorre na omissão de uma das equações do modelo, acima descrito, os parâmetros do preço de referência podem ser posteriormente recuperados com base na estimativa dos demais preços. Da mesma forma como foram descartadas as equações referentes aos Outros produtos e serviços, no primeiro estágio, e os Demais alimentos, no segundo estágio, os preços destas categorias foram escolhidos como os numerários dos preços nos sistemas estimados.

Diferente da restrição de homogeneidade, que é imposta equação por equação, a restrição de simetria ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) envolve a imposição de restrições entre equações. No caso do modelo LA/AIDS é a imposição desta restrição que demanda a adoção de métodos de estimação (ISUR, FIML) que levem em consideração a interdependência entre os parâmetros e os erros aleatórios das equações pertencentes ao mesmo sistema. O modelo QUAIDS, independentemente das restrições teóricas impostas, exige a adoção de métodos não-lineares de estimação, como os que envolvem processos iterativos, em função do cálculo do parâmetro λ , que envolve os valores β presente em todas as equações do sistema.

A primeira etapa do processo em cada um dos estágios orçamentários foi estimar a aproximação linear do modelo AIDS (LA/AIDS), sem impor as restrições de homogeneidade e simetria, o que pelo método ISUR equivale a estimar equação por equação por MQO, tendo em vista que os regressores em cada equação dos distintos estágios são idênticos [Greene (2003)]. Os parâmetros estimados do modelo LA/AIDS irrestrito servem, então, de valores iniciais tanto para as estimativas do modelo LA/AIDS restrito quanto para a extensão quadrática irrestrita do modelo QUAIDS. Por último, tal como no caso do modelo LA/AIDS irrestrito, os valores dos parâmetros obtidos no modelo QUAIDS irrestrito servem como valores iniciais para estimar o modelo QUAIDS com as restrições de homogeneidade e simetria impostas.

São apresentadas, a seguir, apenas as equações dos sistemas na forma da extensão quadrática QUAIDS, pois esta aninha perfeitamente a especificação LA/AIDS:

$$w_G = \alpha_{0G} + \sum_H \gamma_{GH} \ln p_H + \beta_G \ln \left(\frac{x}{P^F} \right) + \frac{\lambda_G}{\prod_H p_H^{\beta_H}} \left(\ln \left(\frac{x}{P^F} \right) \right)^2 + \sum_K \tau_{GK} z_K + \eta_G \quad (4.1)$$

$$w_i^G = \alpha_{0i}^G + \sum_{j \in G} \gamma_{ij}^G \ln p_j + \beta_i^G \ln \left(\frac{x_G}{P_G} \right) + \frac{\lambda_i^G}{\prod_{j \in G} p_j^{\beta_j^G}} \left(\ln \left(\frac{x_G}{P_G} \right) \right)^2 + \sum_k \tau_{ik}^G z_k + \eta_i^G \quad (4.2)$$

onde η_G e η_i^G representam, respectivamente, os erros aleatórios das equações dos sistemas do primeiro e segundo estágio, e a especificação LA/AIDS é obtida fazendo-se $\sum_G \lambda_G = 0$ e

$$\sum_{i \in G} \lambda_i^G = 0.$$

As validades das restrições teóricas de homogeneidade e simetria são testadas com base nos modelos irrestritos, enquanto o teste da restrição de negatividade da matriz de substituição de Slutsky, medida através de \mathbf{K} , é realizado com base apenas com as estimativas das equações restritas. O motivo do teste de negatividade ser realizado nestas circunstâncias se deve ao fato da matriz \mathbf{K} ser apenas simétrica quando a restrição de simetria é imposta no momento da estimação dos modelos, de onde todos os autovalores obtidos serem números reais, o que não ocorre com matrizes não-simétricas, que podem possuir, também, partes imaginárias.

O próximo capítulo trata da análise dos resultados dos modelos LA/AIDS e QUAIDS, com e sem imposição de restrições, em cada um dos estágios. São apresentadas as tabelas contendo os parâmetros estimados, os testes de hipóteses, os cálculos dos autovalores e as elasticidades em relação ao dispêndio, aos preços (não compensada e compensada), parciais e totais (alimentos).

5 RESULTADOS

Este capítulo trata dos resultados dos sistemas estimados através dos modelos LA/AIDS e QUAIDS para os dois estágios orçamentários. De forma a concentrar neste capítulo apenas as análises dos resultados obtidos os valores dos parâmetros estimados foram disponibilizados na forma do Apêndice B, contendo os sistemas com e sem restrição dos dois modelos propostos, em cada um dos estágios, totalizando oito tabelas. Sendo assim, este capítulo se divide em duas partes: a seção 5.1, onde são analisados os resultados dos testes das restrições teóricas, a validade da especificação quadrática, a significância e a influência das variáveis demográficas e geográficas na demanda pelas categorias de consumo (subseção 5.1.1), além da análise das elasticidades dos dispêndios e dos preços (subseção 5.1.2); e a seção 5.2, onde se realizam as mesmas análises para o segundo estágio orçamentário, a demanda por alimentos.

5.1 PRIMEIRO ESTÁGIO ORÇAMENTÁRIO

5.1.1 Testes das Restrições e Análise dos Parâmetros

Esta seção dedica-se à análise das restrições teóricas de homogeneidade, simetria e negatividade dos modelos estimados no primeiro estágio orçamentário, dos testes das restrições de significância conjunta das variáveis demográficas e geográficas, e dos parâmetros estimados. Como expresso no capítulo anterior, são estimados dois modelos, o LA/AIDS e o QUAIDS (ambos utilizando o deflator do dispêndio total dado pela versão log-linear do índice

de preços de Laspeyeres), tanto de forma irrestrita, quanto se impondo as restrições teóricas de homogeneidade e simetria no momento da estimação.

Os resultados dos quatro sistemas estimados constam do Apêndice B. As Tabelas B-1 e B-2 são apresentados os resultados dos modelos LA/AIDS irrestrito e restrito, respectivamente, enquanto que as Tabelas B-3 e B-4 apresentam os resultados para a formulação quadrática QUAIDS, irrestrita e restrita. Os parâmetros do dispêndio e dos preços são melhores analisados com base nas elasticidades calculadas, objetos da próxima subseção. Entretanto, é possível a interpretação direta dos coeficientes das variáveis demográficas e geográficas em cada um das equações.

A Tabela 5-1 contém os testes de homogeneidade e simetria realizados em ambas as formulações, independente do teste de significância conjunta dos parâmetros que medem o efeito do logaritmo do dispêndio total ao quadrado (λ_G) para verificar a validade da extensão quadrática do modelo AIDS, na Tabela 5-3, mais adiante.

Tabela 5-1 – Testes das restrições de homogeneidade e simetria do primeiro estágio

	AIDS s/ restrição	QUAIDS s/ restrição
Homogeneidade (estatística- <i>t</i>)		
Alimentos	9.489	9.733
Alimentação fora do domicílio	-5.967	-5.887
Vestuário	-12.749	-12.942
Habitação e artigos de residência	-0.706	-0.766
Transporte e comunicação	-1.065	-1.236
Saúde	-1.555	-1.761
Outros produtos e serviços	-1.656	-1.840
Simetria: $\gamma_{GH} = \gamma_{HG} \cdot \chi^2_{[15]}$	193.399	192.949

Pelos valores das estatísticas- t dos testes de homogeneidade ($\sum_H \gamma_{GH} = 0$) dos dois modelos, é possível afirmar (com nível de significância de 5%) que no caso dos Alimentos, da Alimentação fora do domicílio e do Vestuário rejeita-se a hipótese nula de não-significância do efeito absoluto na participação orçamentária de uma variação proporcional de todos os preços e do dispêndio total.

Apesar da rejeição da hipótese de ausência de ilusão monetária (homogeneidade) em três das sete categorias de consumo, optou-se por testar a restrição de simetria do conjunto de todos os parâmetros de preços cruzados do sistema, sendo esta amplamente rejeitada em ambas as especificações (LA/AIDS e QUAIDS)⁴⁶.

A Tabela 5-2 apresenta os autovalores obtidos a partir do cálculo da matriz \mathbf{K} , cujos sinais são os mesmos da matriz de substituição de Slutsky, avaliados no ponto de normalização dos preços (período base). Para o cálculo de \mathbf{K} foram utilizados os valores das participações orçamentárias médias no período-base (\bar{w}_G^0), constantes da última linha da referida tabela, ao invés dos valores da média amostral das participações orçamentárias (\bar{w}_G), que consta da Tabela 4-2 do capítulo anterior. Como pode ser observado, tanto o modelo AIDS, quanto o QUAIDS violam a restrição de negatividade, mesmo com as propriedades de homogeneidade e simetria impostas no momento da estimação.

A falha das restrições teóricas não é um resultado novo, sendo relativamente vasta a documentação de evidências que tratam da rejeição das restrições de homogeneidade e simetria, apesar das diferentes bases de dados, formas funcionais, procedimentos de estimação

⁴⁶ Mizon (1977) sugere que inferências ótimas exigem que o procedimento de teste deva ser abandonado tão logo uma rejeição seja encontrada. Deaton e Muellbauer (1980b) consideram que continuação do procedimento de teste é uma questão de opção do autor, dado que em muitas ocasiões se supõe a hipótese de homogeneidade *a priori*, não sendo assim testada, levando assim que testes de simetria e negatividade possuam maior interesse.

e de teste, e de níveis de agregação dos produtos [ver, por exemplo, Barten (1969), Christensen, Jorgenson e Lau (1975), Deaton e Muellbauer (1980b) e Decoster e Vermeulen (1998)]. As razões destas freqüentes violações da teoria ultrapassam o escopo deste estudo, sendo a referência para uma discussão mais aprofundada do tema o trabalho de Deaton (1986).

Tabela 5-2 – Cálculo dos autovalores das matrizes K dos modelos restritos LA/AIDS e QUAIDS do primeiro estágio

Especificação	Autovalores						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS c/ restrição	-0.241	-0.142	-0.089	-0.045	-0.029	0.000	0.176
QUAIDS c/ restrição	-0,164	-0,092	-0,056	-0,038	0,000	0,016	0,246
	Categorias de consumo						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
\bar{w}_G^0	0.321	0.047	0.083	0.196	0.153	0.055	0.145

Nota: 1) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

A Tabela 5-3 contém os resultados dos testes de Wald para avaliar a significância estatística conjunta de cada uma das variáveis τ_{GK} (as variáveis *dummy* para as regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul foram testadas em grupo, não isoladamente) e dos parâmetros λ_G . As hipóteses nulas de não-significância conjunta das variáveis demográficas e geográficas, além dos termos quadráticos do dispêndio total, são rejeitadas em todas as especificações adotadas, sendo praticamente idênticos os resultados dos testes entre os modelos, com ou sem restrição. Nas Tabelas B-1 a B-4 é possível observar fato semelhante, com os mesmo sinais e magnitudes próximas entre as formulações, o que restringe a um único esforço a análise dos parâmetros estimados.

Tabela 5-3 – Testes de Wald das variáveis demográficas, geográficas e dos termos quadráticos dos modelos LA/AIDS e QUAIDS do primeiro estágio

	AIDS		QUAIDS	
	s/ restrição	c/ restrição	s/ restrição	c/ restrição
Variáveis Demográficas, χ^2_{161}				
Número de moradores	406.508	406.419	415.001	416.657
Número de moradores ²	158.882	159.386	154.535	157.865
Número de mulheres	257.109	259.895	252.495	256.602
Presença de idoso	1.623.383	1.612.228	1.619.521	1.609.162
Presença de criança	232.693	231.144	234.689	232.598
Mulher responsável pelo domicílio	257.109	259.895	252.495	256.602
Sem instrução (responsável)	468.956	468.330	456.107	456.417
Nível superior (responsável)	809.116	820.331	670.165	674.010
Variáveis Geográficas				
Estrato urbano, χ^2_{161}	1.615.791	1.601.849	1.611.405	1.600.866
Região metropolitana, χ^2_{161}	469.550	473.901	464.921	469.109
Regiões (S, NO, NE e CO), χ^2_{241}	985.492	992.463	998.654	1001.622
$\sum_G \lambda_G = 0$, χ^2_{161}	-	-	602.309	569.538

As variáveis demográficas que afetam positivamente o consumo de Alimentos são: o número de moradores, a presença de crianças, a presença de idosos e a ausência de instrução por parte do chefe do domicílio. O número de moradores tem seu efeito medido de forma não linear, a partir da adição de um termo quadrático, de maneira a verificar se a adição de um membro ao domicílio exerce uma influência (positiva ou negativa) constante, crescente ou decrescente nas participações orçamentárias das categorias de consumo. Nos Alimentos a taxa de crescimento da participação orçamentária em função da presença de mais um morador é decrescente, não se observando, dentro do intervalo de número de moradores, a passagem de um efeito positivo para um negativo. Isto significa que o custo de alimentar um morador adicional é inferior ao custo médio observado (economia de escala), mantidas as demais variáveis constantes.

O sinal positivo do coeficiente que mede o efeito da presença de crianças e idosos pode ser explicado pela maior permanência destes moradores em tempo integral no domicílio, por em geral não fazerem parte a força de trabalho, e pela maior atenção à suas necessidades nutricionais, especialmente no caso das crianças. Em contrapartida, o maior nível de instrução (nível superior) do responsável pelo domicílio e o número de mulheres no domicílio possuem como efeito reduzir a participação orçamentária dos Alimentos.

Os sinais encontrados para o efeito nos Alimentos da localização dos domicílios no estrato urbano e em regiões metropolitanas são os esperados. Pode-se esperar o sinal negativo do efeito da urbanização na participação orçamentária dos Alimentos por duas razões: o maior desenvolvimento do mercado e da disponibilidade de alimentos, dando aos membros dos domicílios melhores opções de compras de uma cesta de alimentos a um valor unitário inferior ao verificado em regiões mais distantes dos principais centros de abastecimento regionais⁴⁷; e a menor quantidade de refeições realizadas dentro do domicílio em razão dos maiores custos de deslocamento em aglomerados urbanos mais densos por parte dos membros com alguma ocupação no domicílio. Em relação ao último motivo, a evidência é corroborada pelos sinais positivos dos parâmetros que identificam se o domicílio localizado em estrato urbano e em região metropolitana na equação referente à Alimentação fora do domicílio.

Adicionalmente, percebe-se o efeito positivo no dispêndio alimentar da localização dos domicílios nas regiões Norte e Nordeste, em relação aos situados no Sudeste, refletindo a importância de considerar as questões dos hábitos, costumes e o nível de desenvolvimento econômico local no estudo do comportamento dos consumidores brasileiros, principalmente para a formulação de políticas públicas para a redução de desigualdades regionais.

⁴⁷ O efeito da localização de domicílios em regiões próximas aos locais de produção de alguns gêneros alimentícios específicos é medido no segundo estágio orçamentário através da análise do mesmo parâmetro dentro do sistema de demanda dos alimentos.

Em função do grande número de variáveis em cada uma das equações e a ênfase deste estudo - a demanda por alimentos - a análise das Tabelas B-1 a B-4, irá se restringir às variáveis demográficas que mais influenciam (variação superior a 1%, em termos absolutos, em qualquer especificação) a participação orçamentária das demais categorias de consumo, a saber: a presença de crianças e de idosos no domicílio; e o nível de instrução do responsável pelo domicílio.

A presença de crianças no domicílio possui um efeito negativo nas participações orçamentárias dos Outros produtos e serviços, da Alimentação fora do domicílio, do Vestuário e do Transporte e comunicação. São os dispêndios considerados menos prioritários em domicílios com pelo menos um dos seus membros com idade inferior ou igual a cinco anos, que tendem a dedicar mais do orçamento familiar para a aquisição alimentar, como já mencionado, e aos cuidados com saúde e despesas domésticas. Comportamento similar é observado com relação à presença de idosos no domicílio, sendo as categorias mais impactadas negativamente: Transporte e comunicação e Outros produtos e serviços, contra um efeito positivo na participação orçamentária dos Alimentos.

O nível de instrução do responsável pelo domicílio possui alguns efeitos díspares na participação orçamentária das categorias de consumo. Pelas Tabelas B-1 a B-4 pode ser visto que, em comparação aos domicílios de referência⁴⁸, nas observações onde o responsável não possui qualquer nível de instrução menos do orçamento familiar é dedicado aos dispêndios com Habitação e artigos de residência, Transporte e comunicação e Outros produtos e serviços. Já os domicílios cujo responsável apresenta pelo menos o nível superior completo os efeitos são observados nas seguintes participações orçamentárias: Outros produtos e serviços,

⁴⁸ O nível de instrução considerado representativo para maior parte da amostra é aquele compreendido entre a ausência de escolaridade (sem instrução) e o nível superior, correspondendo a 77,2% da amostra.

Habituação e artigos de residência, Saúde e Transporte e comunicação. A intuição por trás das disparidades entre os níveis de dispêndio na manutenção do lar (Habituação e artigos de residência) e os Outros produtos e serviços, que inclui gastos com recreação e educação, é que diferentes graus de instrução podem refletir distintos patamares de riqueza⁴⁹, o que por sua vez pode ter impacto na melhor qualidade (maior valor unitário) da moradia, dos serviços de educação e lazer acessíveis aos membros dos domicílios mais ricos.

Em termos das variáveis geográficas, as categorias de consumo onde são mais intensos os efeitos da localização do domicílio em regiões metropolitanas, dado que estas necessariamente contêm estratos urbanos, são: a Alimentação fora do domicílio (positivo); Saúde (negativo); e Outros produtos e serviços (positivo). A razão para o sinal positivo da Alimentação fora do domicílio consta da explicação para a menor participação orçamentária dos Alimentos, acima mencionada. Dentre os motivos para a maior participação dos Outros produtos e serviços, é possível citar a maior disponibilidade e presença da educação privada e de opções pagas de lazer (cinemas, teatro, casas de espetáculo etc.), permitindo que estas se tornem mais presentes no orçamento das famílias urbanas.

A razão para a menor participação orçamentária da Saúde em meios urbanos é menos óbvia, tendo como causas prováveis: o maior acesso à rede pública de saúde, em grande parte concentrada nos municípios da capital e a maior proliferação de seguros e planos de saúde empresariais, sendo parte dos custos responsabilidade do empregador.

⁴⁹ É importante não confundir os conceitos de riqueza e renda. A riqueza é um estoque, uma acumulação ao longo do tempo. Já a renda representa um fluxo. Dois domicílios podem auferir o mesmo montante de renda, podendo assim realizar níveis de dispêndio equivalentes, mas possuírem acumulações de ativos (bens duráveis, imóveis, aplicações financeiras etc.) distintos.

5.1.2 Elasticidades

A análise das elasticidades-dispêndio do primeiro estágio (ε_G), e não dos parâmetros β_G e λ_G , foi a forma adotada para se analisar o impacto das variações do dispêndio na demanda dos domicílios pelo conjunto dos bens e serviços contidos nas categorias de consumo selecionadas. De forma a ilustrar as variações nas ε_G e as diferenças entre os resultados obtidos pelas especificações LA/AIDS e QUAIDS os domicílios foram agrupados de acordo com a sua localização na função de distribuição do dispêndio agregado: 1) os 10% que menos realizaram dispêndios nas categorias de consumo (totais); 2) os situados na faixa entre 10 e 25%; 3) os situados na faixa entre 25 e 50%; 4) os situados na faixa entre 50 e 99%; e 5) os 1% que mais realizaram dispêndios totais.

A Tabela 5-4 contém as ε_G e os desvios-padrão estimados para as classes de dispêndio e do total dos domicílios, avaliados no ponto de normalização dos preços com base nas médias das participações orçamentárias e dos dispêndios (no modelo QUAIDS) dos membros de cada classe de dispêndio, para as formulações LA/AIDS e QUAIDS com as restrições de homogeneidade e simetria impostas no momento da estimação. Todas as ε_G calculadas são positivas e estatisticamente diferentes de zero, o que significa que as categorias de consumo analisadas tratam de bens normais.

Na comparação entre os modelos, inicialmente é possível destacar o fato das estimativas das elasticidades serem praticamente idênticas, quando avaliadas para o total dos domicílios. Pelos valores das elasticidades, os Alimentos e a Habitação e artigos de residência são as únicas categorias de consumo consideradas como necessidades, enquanto que Transporte e comunicação, Outros produtos e serviços, Alimentação fora do domicílio e Saúde são bens

superiores ou de luxo ($\varepsilon_G > 1$). Já o Vestuário apresenta uma ε_G próxima da unidade. As diferenças entre os modelos LA/AIDS e QUAIDS surgem apenas na análise das elasticidades calculadas para as classes de dispêndio.

Tabela 5-4 – Distribuição das elasticidades-dispêndio por classes de dispêndio total

Categorias de Consumo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS							
< 10%	0,780 (0,002)	1,695 (0,023)	1,073 (0,011)	0,856 (0,004)	2,078 (0,018)	1,150 (0,013)	1,834 (0,012)
11-25%	0,737 (0,004)	1,517 (0,012)	1,057 (0,006)	0,852 (0,005)	1,655 (0,007)	1,131 (0,012)	1,606 (0,005)
26-50%	0,678 (0,003)	1,396 (0,013)	1,049 (0,007)	0,839 (0,004)	1,448 (0,007)	1,120 (0,010)	1,470 (0,006)
51-99%	0,500 (0,005)	1,273 (0,009)	1,048 (0,007)	0,807 (0,005)	1,304 (0,005)	1,119 (0,010)	1,292 (0,004)
> 99%	0,118 (0,009)	1,207 (0,007)	1,051 (0,007)	0,795 (0,006)	1,328 (0,005)	1,172 (0,015)	1,178 (0,002)
\bar{w}_G^0	0,645 (0,004)	1,367 (0,012)	1,043 (0,006)	0,829 (0,005)	1,408 (0,007)	1,135 (0,012)	1,395 (0,005)
QUAIDS							
< 10%	0,735 (0,004)	1,601 (0,043)	1,242 (0,020)	0,873 (0,007)	2,348 (0,033)	1,402 (0,025)	1,619 (0,011)
11-25%	0,706 (0,004)	1,475 (0,023)	1,133 (0,011)	0,862 (0,005)	1,751 (0,015)	1,259 (0,015)	1,514 (0,012)
26-50%	0,664 (0,003)	1,382 (0,014)	1,075 (0,008)	0,844 (0,005)	1,474 (0,008)	1,166 (0,011)	1,440 (0,007)
51-99%	0,549 (0,007)	1,288 (0,011)	0,996 (0,009)	0,798 (0,006)	1,269 (0,006)	1,026 (0,013)	1,326 (0,005)
> 99%	0,402 (0,025)	1,247 (0,018)	0,868 (0,020)	0,761 (0,015)	1,199 (0,014)	0,722 (0,040)	1,247 (0,007)
\bar{w}_G^0	0,650 (0,004)	1,367 (0,012)	1,037 (0,006)	0,829 (0,005)	1,402 (0,007)	1,122 (0,012)	1,398 (0,005)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

Uma particularidade das estimativas de ε_G obtidas a partir do modelo QUAIDS com base de dados utilizada é a contínua queda no valor das ε_G na medida em que ocorre a passagem de

uma classe de menor dispêndio para outra mais elevada; por exemplo, dos domicílios da classe 2 (11-25%) para a classe 3 (26-50%). Tal movimento, porém, não representa uma característica do modelo, mas apenas o reflexo dos parâmetros estimados e dos valores médios de dispêndio observados na amostra.

No modelo LA/AIDS não ocorre qualquer reversão nos valores das ε_G , sendo todas as categorias de consumo avaliadas da mesma forma como a descrita anteriormente. Contudo, merecem destaque as consideráveis reduções relativas e absolutas dos valores da ε_G das categorias dos Alimentos e do Transporte e comunicação na comparação entre a primeira para a última classe de dispêndio, passando de 0,780 para 0,118 e de 2,078 para 1,378, respectivamente. Em relação aos Alimentos, esta queda no valor da elasticidade-dispêndio representa a percepção de que nos domicílios que realizam maiores dispêndio, por conseguinte, os que detêm as maiores rendas, o consumo de gêneros alimentícios pode estar próximo do seu ponto de saciedade ($\varepsilon_G = 0$).

Mudanças na classificação entre necessidade e luxo das categorias de consumo, em função de diferentes níveis de dispêndio, só são percebidas nas estimativas de ε_G no modelo QUAIDS. Apesar da queda ainda mais acentuada no valor da ε_G do Transporte e comunicação, passando de um máximo de 2,348 e chegando ao valor de 1,199, as alterações de classificação ocorrem apenas no Vestuário e na Saúde, passando estes de bens de luxo na classe inferior de dispêndio (1,273 e 1,402) a bens necessários para a classe mais elevada (0,868 e 0,722). Tais reversões possivelmente refletem genuínas mudanças na percepção de necessidade dos bens; por exemplo, o Vestuário pode ser percebido como um bem de luxo para classes de dispêndio (ou renda) mais baixas e uma necessidade para classes de dispêndio (ou renda) mais altas.

Pelo modelo QUAIDS os Alimentos não se mostram uma categoria próxima do seu ponto de saciedade, como observado na estimativa da elasticidade-dispêndio calculada na formulação puramente linear do AIDS, apesar de sua redução relativa, passando de 0,735 para 0,402, uma queda de aproximadamente 45,0%, podendo ser também considerada substancial.

Em relação aos resultados de estudos empíricos de demanda analisados no Capítulo 2 - Revisão da Literatura - os sinais e as magnitudes das elasticidades-dispêndio das categorias de consumo, onde é possível realizar comparações mais diretas, estão dentro dos intervalos de valores esperados. Nestes estudos, os Alimentos são dispêndio-inelásticos, tanto quando calculados a partir da especificação AIDS [Deaton e Muellbauer (1980a), Banks, Blundell e Lewbel (1997), Menezes, Silveira e Azzoni (2005) e Asano e Fiuza (2001)], quanto pelo modelo QUAIDS [Banks, Blundell e Lewbel (1997) e Decoster e Vermeulen (1998)].

Independente do modelo, os valores das elasticidades-dispêndio do Vestuário situam-se entre 1,079 [Asano e Fiuza (2001)] e 1,786 [Decoster e Vermeulen (1998)]⁵⁰; os valores para o Transporte e comunicação situam-se entre 1,270 [Asano e Fiuza (2001)] e 1,73 [Deaton e Muellbauer (1980a)]; e para a Habitação o intervalo de valores é entre 0,446 [Decoster e Vermeulen (1998)] e 1,173 [Menezes, Silveira e Azzoni (2005)].

A Tabela 5-5, a seguir, contém os valores das elasticidades-preço próprias não-compensadas (ϵ''_{GG}) calculadas para as mesmas classes de dispêndio das que constam da Tabela 5-4, além do cálculo das elasticidades-preço próprias compensadas (ϵ^c_{GG}) para o total dos domicílios da amostra. Como podem ser observados, os valores estimados das ϵ''_{GG} e das ϵ^c_{GG} são muito

⁵⁰ Apesar de uma das elasticidades-dispêndio do Vestuário que consta estudo de Deaton e Muellbauer (1980a) possuir um valor absoluto superior, igual a 2,0, esta estimativa se baseia no modelo estimado sem a imposição da restrição de homogeneidade, sendo assim não considerado na comparação.

próximos em ambos os modelos, sendo apenas pontual a diferença entre eles. Esta diferença está no valor da elasticidade-preço própria não-compensada dos Alimentos calculada para os domicílios situados no extremo superior da distribuição do dispêndio total (os 1% que mais realizaram dispêndios), o valor da elasticidade estimada a partir dos parâmetros obtidos pelo modelo LA/AIDS é de -0,489, enquanto que no modelo QUAIDS este valor é positivo e igual a 0,252, não sendo, porém, estatisticamente diferente de zero (com 5% de nível de confiança).

Contrariando o que pressupõe a teoria, todas as elasticidades-preço próprias (não-compensadas e compensadas) calculadas para a categoria de consumo Habitação e artigos de residência apresentam valores positivos e estatisticamente significativos em todas as classes de dispêndio. Tais valores positivos de elasticidade-preço própria só tornam ocorrer na categoria de consumo dos Outros produtos e serviços, para os domicílios da classe de dispêndio mais baixa (os 10% que menos realizaram dispêndios totais), apenas no caso da elasticidade-preço compensada.

Pela Tabela 5-5, tendo como base os valores das ε_{GG}'' estimadas para o total dos domicílios (avaliadas em \bar{w}_G^0), as categorias de consumo preço-inelásticas, em ambos os modelos, são: os Alimentos; o Vestuário; a Saúde; e os Outros produtos e serviços. Enquanto que, apenas as categorias de consumo Alimentação fora do domicílio e Transporte e comunicação, esta última próxima da elasticidade unitária, podem ser consideradas preço-elásticas. As únicas exceções a este comportamento na análise por classe de dispêndio, dentre os valores estatisticamente significativos, são as ε_{GG}'' próximas da unidade estimadas para a categoria Transporte e comunicação da metade superior dos mais realizaram dispêndios totais (as classes de dispêndio 4 e 5). As mesmas conclusões são válidas para o caso das ε_{GG}^c , nos dois modelos.

Tabela 5-5 – Distribuição das elasticidades-preço próprias não-compensadas por classes de dispêndio total

Categorias de Consumo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS							
< 10%	-0,787 (0,025)	-2,215 (0,209)	-0,392 (0,186)	0,235 (0,049)	-1,421 (0,243)	-0,568 (0,233)	0,400† (0,207)
11-25%	-0,767 (0,040)	-1,909 (0,110)	-0,529 (0,108)	0,274 (0,058)	-1,280 (0,092)	-0,625 (0,208)	0,002† (0,098)
26-50%	-0,741 (0,036)	-1,700 (0,119)	-0,592 (0,125)	0,379 (0,055)	-1,212 (0,101)	-0,658 (0,185)	-0,237 (0,117)
51-99%	-0,661 (0,057)	-1,488 (0,082)	-0,598 (0,123)	0,644 (0,066)	-1,164 (0,069)	-0,659 (0,185)	-0,546 (0,073)
> 99%	-0,489 (0,100)	-1,374 (0,062)	-0,578 (0,129)	0,745 (0,070)	-1,172 (0,074)	-0,506 (0,266)	-0,747 (0,044)
\bar{w}_G^0	-0,726 (0,040)	-1,650 (0,110)	-0,647 (0,108)	0,461 (0,058)	-1,198 (0,092)	-0,614 (0,208)	-0,368 (0,098)
$\mathcal{E}_{GH}^u \left(\bar{w}_G^0 \right)$	-0,519 (0,040)	-1,586 (0,110)	-0,561 (0,108)	0,624 (0,058)	-0,983 (0,092)	-0,552 (0,208)	-0,166 (0,098)
QUAIDS							
< 10%	-0,849 (0,027)	-2,192 (0,209)	-0,557 (0,187)	0,217 (0,049)	-1,821 (0,253)	-0,826 (0,235)	0,528 (0,098)
11-25%	-0,810 (0,031)	-1,892 (0,156)	-0,631 (0,145)	0,257 (0,051)	-1,436 (0,150)	-0,785 (0,203)	0,109† (0,150)
26-50%	-0,753 (0,036)	-1,689 (0,119)	-0,660 (0,125)	0,362 (0,055)	-1,261 (0,102)	-0,749 (0,185)	-0,145† (0,116)
51-99%	-0,527 (0,059)	-1,482 (0,082)	-0,621 (0,123)	0,625 (0,066)	-1,109 (0,069)	-0,633 (0,184)	-0,483 (0,072)
> 99%	0,252† (0,136)	-1,373 (0,062)	-0,523 (0,130)	0,726 (0,070)	-0,949 (0,081)	-0,187† (0,271)	-0,711 (0,044)
\bar{w}_G^0	-0,704 (0,040)	-1,640 (0,110)	-0,693 (0,108)	0,444 (0,058)	-1,202 (0,092)	-0,670 (0,208)	-0,287 (0,098)
$\mathcal{E}_{GH}^c \left(\bar{w}_G^0 \right)$	-0,495 (0,040)	-1,576 (0,110)	-0,606 (0,108)	0,606 (0,058)	-0,988 (0,092)	-0,608 (0,208)	-0,085 (0,098)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados pelo método Delta [ver Casella e Berger (2001) págs. 240-245]; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços; 3) †elasticidades-preço não estatisticamente significativas (com 5% de nível de confiança).

Tendo em vista os valores positivos das elasticidades-preço próprias da categoria de consumo Habitação e artigos de residência, as comparações com outros estudos empíricos de demanda estará restrita aos Alimentos, ao Vestuário e ao Transporte e comunicação.

Dado o grau de essencialidade dos Alimentos, espera-se que sua procura seja inelástica. Este fato é confirmado pelos valores observados nos trabalhos vistos anteriormente (Capítulo 2), com exceção do artigo de Banks, Blundell e Lewbel (1997), onde foi obtida uma elasticidade-preço próxima da unitária na aplicação do modelo QUAIDS, cuja explicação possivelmente reside no nível de agregação adotado pelos autores, considerando na mesma categoria a alimentação dentro e fora do domicílio, este último um serviço essencialmente preço-elástico.

Em relação às elasticidades-preço das categorias de consumo do Vestuário e do Transporte e comunicação, os resultados contidos na Tabela 5-5 encontram-se dentro do intervalo de valores dos estudos empíricos selecionados, onde especialmente no caso do Vestuário a amplitude observada é substancial, ora sendo considerado uma categoria de consumo preço-inelástica no artigo de Deaton e Muellbauer (1980a), ora preço-elástica no artigo de Banks, Blundell e Lewbel (1997). Um fato interessante é que os valores de elasticidade-dispêndio pouco variam em função do nível de dispêndio domiciliar, sendo geralmente mais baixo nos domicílios de menor dispêndio total, um resultado não aguardado *a priori*. Por fim, tal como os valores obtidos neste estudo, as elasticidades-preço próprias observadas em Deaton e Muellbauer (1980a) e Asano e Fiuza (2001) para categoria de Transporte e comunicação são próximas da unitária.

Concluída a análise dos parâmetros e das elasticidades do primeiro estágio orçamentário, a seção seguinte trata das estimativas do segundo estágio, a desagregação da categoria de consumo dos Alimentos.

5.2 SEGUNDO ESTÁGIO ORÇAMENTÁRIO

5.2.1 Testes das Restrições e Análise dos Parâmetros

Esta seção dedica-se à análise das restrições teóricas de homogeneidade, simetria e negatividade dos modelos estimados no segundo estágio orçamentário, dos testes das restrições de significância conjunta das variáveis demográficas e geográficas, e dos parâmetros estimados. Assim como no primeiro estágio, são estimados dois modelos, o LA/AIDS e o QUAIDS (ambos utilizando o deflator do dispêndio em alimentos dado pela versão log-linear do índice de preços de Laspeyres), tanto de forma irrestrita, quanto se impondo as restrições teóricas de homogeneidade e simetria no momento da estimação.

Os resultados dos quatro sistemas estimados constam do Apêndice C. As Tabelas B-5 e B-6 são apresentados os resultados dos modelos LA/AIDS irrestrito e restrito, respectivamente, enquanto que as Tabelas B-7 e B-8 apresentam os resultados para a formulação quadrática QUAIDS, sem e com restrições. Os parâmetros do dispêndio em alimentos e dos preços são melhores analisados com base nas elasticidades calculadas, objetos da próxima subseção.

A Tabela 5-6 contém os testes de homogeneidade e simetria realizados em ambas as formulações, independente do teste de significância conjunta dos parâmetros que medem o efeito do logaritmo do dispêndio alimentar ao quadrado (λ_i^G), na Tabela 5-9, mais adiante. Como pode ser visto, os valores das estatísticas-*t* do teste da restrição teórica de homogeneidade ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$) das funções de demanda por alimentos revelam que, com exceção da categoria de alimento das Carnes, aves e peixes no modelo QUAIDS, em todas as equações estimadas os efeitos absolutos na participação orçamentária de uma variação proporcional de todos os preços e do dispêndio em alimentos são estatisticamente diferentes

de zero (com 5% de nível de significância). Já a restrição de simetria, tal como visto no primeiro estágio orçamentário, é rejeitada em ambas as especificações.

Tabela 5-6 – Testes das restrições de homogeneidade e simetria do segundo estágio

	AIDS s/ restrição	QUAIDS s/ restrição
Homogeneidade (estatística- <i>t</i>)		
Bebidas não alcoólicas	-5,711	-5,790
Carnes, aves e peixes	-2,778	-1,931
Cereais e leguminosas	14,088	14,061
Hortifruti	-9,255	-8,359
Laticínios	-2,546	-3,144
Panificados e farinhas	-6,473	-7,014
Demais alimentos	-7,238	-6,336
Simetria: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, $\chi^2_{(151)}$	159,518	156,754

A Tabela 5-7 apresenta os autovalores obtidos a partir do cálculo da matriz **K**, avaliados no ponto de normalização dos preços dos alimentos. Assim como na Tabela 5-2, para o cálculo de **K** foram os utilizados os valores das participações orçamentárias médias no período base (\bar{w}_i^{0G}), constantes da última linha da referida tabela, ao invés dos valores da média amostral das participações orçamentárias (\bar{w}_i^G), da Tabela 4-2 do capítulo anterior. Como pode ser visto, também no segundo estágio, tanto o modelo AIDS, quanto o QUAIDS, são observadas violações à restrição de negatividade, mesmo com as propriedades de homogeneidade e simetria impostas no momento da estimação. Esta violação da restrição de negatividade, porém, se dá pela ocorrência de apenas um autovalor positivo nas duas especificações, como valor muito próximo de zero (menos de 0,05), muito provavelmente por conta do valor positivo, mas estatisticamente não significativo, das elasticidades-preço

próprias (não-compensadas e compensadas) da categoria alimentar dos Laticínios, como pode ser visto nas Tabelas 5-10 e 5-11, a seguir.

Tabela 5-7 – Cálculo dos autovalores das matrizes K dos modelos restritos LA/AIDS e QUAIDS do segundo estágio

Especificação	Autovalores						
	AIDS c/ restrição	-0,421	-0,308	-0,176	-0,155	-0,096	0,000
QUAIDS c/ restrição	-0,391	-0,207	-0,173	-0,144	-0,034	0,000	0,048
	Categorias de alimento						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
\bar{w}_i^{0G}	0,066	0,311	0,200	0,074	0,109	0,124	0,116

Nota: 1) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrutí; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

A Tabela 5-8 contém os resultados dos testes de Wald para avaliar a significância estatística conjunta de cada uma das variáveis τ_{ik}^G (as variáveis *dummy* para as regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul foram testadas em grupo, não isoladamente), as mesmas do primeiro estágio, e dos parâmetros λ_i^G . As hipóteses nulas de não-significância conjunta das variáveis demográficas e geográficas, além do termo quadrático do dispêndio em alimentos, são rejeitadas em todas as especificações adotadas, sendo os resultados dos testes de cada variável demográfica e geográfica praticamente idênticos entre os modelos, com ou sem restrição.

Pelas Tabelas B-5 a B-8 pode ser visto que os sinais de todas as variáveis demográficas e geográficas são os mesmos entre as especificações, seja nos modelos irrestritos e restritos. Assim como no primeiro estágio, as magnitudes são, também, muito similares, sendo a análise adiante comum aos dois modelos.

Tabela 5-8 – Testes de Wald das variáveis demográficas, geográficas e dos termos quadráticos dos modelos LA/AIDS e QUAIDS do segundo estágio

	AIDS		QUAIDS	
	s/ restrição	c/ restrição	s/ restrição	c/ restrição
Variáveis Demográficas, $\chi^2_{[6]}$				
Número de moradores	246,485	246,996	253,075	253,210
Número de moradores ²	197,104	197,004	238,535	229,219
Número de mulheres	121,332	119,783	109,002	108,490
Presença de idoso	118,319	118,554	115,532	115,178
Presença de criança	812,750	813,670	824,144	824,412
Mulher responsável pelo domicílio	121,332	119,783	109,002	108,490
Sem instrução (responsável)	571,087	584,037	524,201	536,062
Nível superior (responsável)	984,650	981,566	992,645	992,505
Variáveis Geográficas				
Estrato urbano, $\chi^2_{[6]}$	1.867,747	1.883,394	1.890,161	1.902,173
Região metropolitana, $\chi^2_{[6]}$	482,061	481,281	507,239	506,637
Regiões (S, NO, NE e CO), $\chi^2_{[24]}$	2.021,668	2.302,119	1.912,504	2.131,270
$\sum_{i \in G} \lambda_i^G = 0$, $\chi^2_{[6]}$	-	-	665,478	565,147

O número de moradores tem efeito positivo na participação orçamentária das Carnes, aves e peixe e dos Panificados e farinhas. Nestas categorias, a taxa de crescimento é decrescente, tendo em vista o sinal negativo e estatisticamente significativo do parâmetro representando o número de moradores elevado ao quadrado (relação não-linear entre a participação orçamentária e o número de moradores), sendo o inverso observado nos Cereais e leguminosas e os Demais alimentos.

Os valores e sinais dos coeficientes estimados do estrato urbano e da região metropolitana são idênticos em ambas as especificações. Destes, com exceção daqueles das Bebidas não-alcoólicas e das Carnes, aves e peixes, todos os sinais possuem o mesmo sentido, o que significa que o efeito da concentração urbana, própria dos aglomerados metropolitanos,

influencia negativamente a participação orçamentária dos Cereais e leguminosas e dos Demais alimentos; e de forma positiva a participação orçamentária das hortaliças e frutas (Hortifruti), dos Laticínios, dos Panificados e farinhas.

A localização dos domicílios em estrato urbano tem efeito negativo (-0,3%) na participação orçamentária das Bebidas não-alcoólicas e um efeito positivo (+1,6%) na participação das Carnes, aves e peixes, sendo tal efeito mais do que compensado nos domicílios situados em regiões metropolitanas, onde os efeitos líquidos (todos os domicílios situados em regiões metropolitanas necessariamente estão localizados em estrato rural) são aproximadamente +0,4 e -0,8%, respectivamente.

O número de mulheres e seu papel como responsáveis pelo domicílio também exercem influência no dispêndio alimentar. Em ordem crescente, as categorias alimentares mais afetadas pelo número de mulheres, sem considerações sobre idade ou nível de escolaridade, são: os Cereais e leguminosas (-0,7%); as Carnes, aves e peixes (-0,6%); os Laticínios (+0,5%); os Hortifruti (+0,6%); e os Panificados e farinhas (+0,2%). Já nos casos em que estes domicílios possuam, ainda, uma mulher como responsável o efeito nas participações passa a ser de: -1,4% nas Carnes, aves e peixes; -0,3% nos Cereais e leguminosas; +0,7% nos Panificados e farinhas; +1,0% nos Laticínios; não sendo o efeito estatisticamente significativo no caso dos Hortifruti.

A presença de uma ou mais crianças no domicílio causa o aumento na participação orçamentária das Carnes, aves e peixes (+1,7%), dos Hortifruti (+1,1%), dos Laticínios (+0,4% no modelo LA/AIDS e +0,5% no modelo QUAIDS). Em contrapartida, as categorias alimentares cuja participação decresce na presença de morador(es) com idade igual ou inferior

a cinco anos são: os Cereais e leguminosas (-1,4%); os Demais alimentos (-1,1%); e as Bebidas não-alcoólicas (-0,7%).

Em comum com a presença de crianças, a existência de moradores idosos tem efeito negativo na participação orçamentária das Bebidas não-alcoólicas (-0,5% no modelo LA/AIDS e -0,6% no modelo QUAIDS) e um efeito positivo no dispêndio em Laticínios (+4,3%). As diferenças mais significativas se encontram: nas Carnes, aves e peixes (-3,0%); nos Panificados e farinhas (-1,2%); nos Hortifruti (-0,5%); e nos Cereais e leguminosas (+0,8%).

O nível de instrução do responsável pelo domicílio possui todos os efeitos díspares na participação orçamentária das categorias de alimento. Pelas Tabelas B-5 a B-8 pode ser visto que, em comparação aos domicílios de referência, nas observações onde o responsável não possui qualquer nível de instrução menos do orçamento familiar é dedicado aos dispêndios alimentares com Bebidas não-alcoólicas, Hortifruti, Laticínios, e Panificados e farinhas. Já as categorias de alimentos onde a participação aumenta com a falta de escolaridade do responsável pelo domicílio são: as Carnes, aves e peixes; os Cereais e leguminosas; e os Demais alimentos. São as categorias alimentares que concentram considerável parcela dos componentes da dieta básica brasileira, rica em proteína animal e carboidratos (ver capítulo anterior). Com exceção dos Demais alimentos, cujos parâmetros estimados não são estatisticamente diferentes de zero (com 5% de nível de significância), todos os efeitos nos domicílios onde o responsável detém no mínimo o nível de instrução superior completo possuem maior magnitude, em termos absolutos, o que demonstra que o patamar de consumo alimentar dos domicílios é substancialmente influenciado pelo grau de escolaridade daquele que organiza o orçamento doméstico.

Por último, existe a questão das influências regionais nas dietas dos domicílios brasileiros. Como visto na tabela 5-9, o teste de significância conjunta dos efeitos regionais (Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste) demonstra a considerável importância deste fator, tanto em relação aos demais efeitos geográficos (localização em estrato urbano e em região metropolitana) e demográficos do segundo estágio, quanto em relação aos efeitos regionais do primeiro estágio (Tabela 5-3).

Pelas Tabelas B-5 e B-8, os domicílios da Região Sul são os que a mais se assemelham ao padrão de consumo alimentar da Região de referência (Sudeste). Três dos parâmetros que medem o efeito da localização dos domicílios da Região Sul em relação aos da Região Sudeste se mostram estatisticamente não significativos (com 5% de nível de confiança), em ambas as formulações com as de homogeneidade e simetria impostas, sendo elas: Carnes, aves e peixes; Cereais e leguminosas; e Demais alimentos, as categorias alimentares mais básicas. Duas categorias de alimentos participam relativamente menos da cesta de consumo, os Hortifruti e os Panificados e farinhas. No caso dos Panificados esperava-se, porém, a observação de um efeito positivo, em função de ser o Sul a principal região produtora de trigo e de concentrar uma parcela substancial da imigração européia, o que deveria elevar a participação dos pães e massas na dieta local. Em compensação, os Laticínios e as Bebidas não-alcoólicas detêm mais participação.

O Centro-Oeste concentra boa parte da produção de carnes e cereais, razão pela qual eram esperados os sinais positivos e estatisticamente significativos dos parâmetros estimados nas equações das Carnes, aves e peixes e dos Cereais e leguminosas. As outras categorias de alimentos positivamente afetadas são: as Bebidas não-alcoólicas e os Demais alimentos, ao passo que os Laticínios e os Panificados e farinhas são negativamente impactadas.

No Norte e Nordeste, com exceção dos Hortifruti, todos os efeitos nas participações orçamentárias estimados possuem o mesmo sinal, mas com magnitudes diferentes. No Norte a participação dos Hortifruti é menor em relação ao observado nos domicílios do Sudeste, ao contrário do que se percebe no Nordeste. As duas categorias de consumo com efeito positivo comum são: as Carnes, aves e peixes; e os Cereais e leguminosas, exibindo valores consideravelmente altos (um mínimo de +2,3% na participação dos Cereais e leguminosas no Norte, em ambas as especificações, e um máximo de +7,9% nas Carnes, aves e peixes, na especificação QUAIDS, também no Norte). As categorias de consumo com participações relativamente menores são: as Bebidas não-alcoólicas; os Laticínios; os Panificados e farinhas; e os Demais alimentos.

Esta análise demonstra como aspectos demográficos, culturais e climáticos (por exemplo, os climas árido ou temperado, a hidrologia e os regimes de chuvas), devem ser levados em consideração ao se tratar do abastecimento alimentar, a tributação de alimentos, assim como questões de bem-estar (*welfare*).

5.2.2 Elasticidades

A análise das elasticidades-dispêndio do primeiro estágio (ε_i^G), e não dos parâmetros β_i^G e λ_i^G , foi a forma adotada para se analisar o impacto das variações do dispêndio alimentar total na demanda pelas dos alimentos. Tal como no primeiro estágio, de forma a ilustrar as variações nas ε_i^G e as diferenças entre os resultados obtidos pelas especificações LA/AIDS e QUAIDS os domicílios foram agrupados de acordo com os seguintes grupos de dispêndio alimentar: 1) os domicílios entre os 10% que menos realizaram dispêndios nas categorias de alimentos; 2) os situados na faixa entre 10 e 25%; 3) os situados na faixa entre 25 e 50%; 4) os situados na faixa entre 50 e 99%; e 5) os domicílios entre os 1% que mais realizaram

dispêndios alimentares. É importante frisar a diferença no critério de agrupamento dos domicílios, em relação classes de dispêndio nas Tabelas 5-4 e 5-5, não existindo qualquer razão para considerar que os mesmos domicílios que pertençam a uma classe com base no critério de corte do dispêndio alimentar façam parte da mesma classe de dispêndio com base no critério de corte do dispêndio total.

A Tabela 5-9 contém as ε_i^G e os desvios-padrão estimados para as classes de dispêndio alimentar e para o total dos domicílios, avaliados no ponto de normalização dos preços com base nas médias das participações orçamentárias e dos dispêndios nas categorias de alimentos (no modelo QUAIDS) dos membros de cada classe, para as formulações LA/AIDS e QUAIDS com as restrições de homogeneidade e simetria impostas no momento da estimação. Todas as ε_i^G calculadas são positivas e estatisticamente diferentes de zero, o que significa que as categorias de alimentos analisadas tratam de bens normais.

Na comparação entre os modelos, inicialmente é possível destacar o fato das estimativas das elasticidades serem praticamente idênticas, quando avaliadas para o total dos domicílios. Outra característica destas ε_i^G é que somente as categorias de alimentos dos Panificados e farinhas e os Demais alimentos apresentam valores significativamente distantes de um ($\varepsilon_i^G = 1$), sendo a primeira categoria menos sensível às variações no dispêndio alimentar, ou dispêndio-inelástica ($\varepsilon_i^G < 1$), ao passo que a segunda representa a categoria mais dispêndio-elástica ($\varepsilon_i^G > 1$). As diferenças entre os modelos LA/AIDS e QUAIDS surgem apenas na análise das elasticidades calculadas para as classes de dispêndio alimentar.

Tabela 5-9 – Distribuição das elasticidades-dispêndio por classes de dispêndio alimentar

Categorias de Alimentos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS							
< 10%	0,988 (0,008)	0,920 (0,006)	1,171 (0,008)	0,930 (0,009)	1,028 (0,009)	0,792 (0,006)	1,351 (0,011)
11-25%	0,985 (0,010)	0,929 (0,006)	1,164 (0,008)	0,920 (0,010)	1,030 (0,009)	0,774 (0,007)	1,331 (0,010)
26-50%	0,982 (0,012)	0,935 (0,005)	1,151 (0,007)	0,904 (0,012)	1,032 (0,010)	0,733 (0,008)	1,303 (0,009)
51-99%	0,984 (0,011)	0,926 (0,006)	1,132 (0,006)	0,898 (0,012)	1,029 (0,009)	0,684 (0,010)	1,247 (0,007)
> 99%	0,990 (0,007)	0,893 (0,008)	1,127 (0,006)	0,884 (0,014)	1,024 (0,008)	0,683 (0,010)	1,196 (0,006)
\bar{w}_i^{0G}	0,984 (0,010)	0,928 (0,006)	1,144 (0,007)	0,908 (0,011)	1,030 (0,009)	0,727 (0,008)	1,278 (0,008)
QUAIDS							
< 10%	0,906 (0,016)	1,047 (0,011)	1,267 (0,017)	1,026 (0,017)	0,860 (0,018)	0,641 (0,012)	1,236 (0,017)
11-25%	0,923 (0,013)	1,001 (0,008)	1,222 (0,012)	0,990 (0,014)	0,916 (0,014)	0,669 (0,010)	1,261 (0,012)
26-50%	0,943 (0,012)	0,971 (0,006)	1,180 (0,008)	0,948 (0,013)	0,967 (0,011)	0,667 (0,009)	1,268 (0,009)
51-99%	1,010 (0,012)	0,898 (0,007)	1,114 (0,007)	0,864 (0,017)	1,070 (0,009)	0,741 (0,010)	1,264 (0,007)
> 99%	1,089 (0,020)	0,655 (0,023)	1,024 (0,017)	0,654 (0,047)	1,228 (0,021)	1,014 (0,026)	1,283 (0,013)
\bar{w}_i^{0G}	0,970 (0,010)	0,946 (0,006)	1,156 (0,007)	0,926 (0,012)	1,003 (0,009)	0,698 (0,008)	1,263 (0,008)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrutis; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

No modelo LA/AIDS não ocorre qualquer reversão nos valores das ε_i^G , sendo todas as categorias de alimentos avaliadas da mesma forma como a descrita anteriormente. As variações nas elasticidades que mais chamam à atenção são as dos Panificados e farinhas e os Demais alimentos, que se tornam bens menos sensíveis às variações no dispêndio alimentar na medida em que se caminha para as classes superiores.

Mudanças nas classificações das categorias de alimentos, em função de diferentes níveis de dispêndio alimentar, só são percebidas nas estimativas de ε_i^G no modelo QUAIDS.

Pela formulação quadrática, os Cereais e leguminosas, as Carnes, aves e peixes, e os Hortifruti, são as categorias alimentares que apresentam a característica de se tornarem dispêndio-inelásticas na medida em que se caminha para as classes de dispêndio alimentar superiores. Destas, a categoria dos Cereais e leguminosas pode ser considerada dispêndio-elástica para as duas primeiras classes de dispêndio alimentar (até 25% dos domicílios que menos realizaram dispêndio em alimentos dentro do domicílio), passando então apresentar valores próximos de um nas demais classes. Já as Carnes, aves e peixes e os Hortifruti se tornam dispêndio-inelásticas para os domicílios pertencentes à última classe de dispêndio alimentar.

As categorias alimentares que apresentam tendências contrárias às das anteriormente mencionadas são: os Laticínios e os Panificados e farinhas. Os Laticínios deixam de ser uma categoria alimentar dispêndio-inelástica para os domicílios da classe extrema inferior, passando a ser dispêndio-elástica para os domicílios situados na última classe, que contém o 1% dos domicílios que mais realizaram despesas alimentares, podendo tal comportamento refletir mudanças na qualidade dos produtos consumidos em diferentes classes de dispêndio alimentar. Com os Panificados e farinhas observa-se o comportamento oposto do caso do modelo linear, ocorrendo o aumento da sensibilidade ao dispêndio alimentar na medida em que se caminha para as classes superiores.

Em relação aos resultados de estudos empíricos de demanda analisados, onde as comparações possíveis de serem realizadas diretamente, restringem-se aos artigos estrangeiros de Abdulai e Aubert (2004) e Decoster e Vermeulen (1998), e no caso brasileiro, do estudo de Menezes,

Silveira e Azzoni (2005). Os resultados das elasticidades-dispêndio do artigo de Moro e Sckokai (2000) apenas serão comparados com as elasticidades-dispêndio totais (na Tabela 5-12), derivados das estimativas de ambos os estágios orçamentários.

Os resultados são bastante distintos, na maior parte das categorias comparáveis. Os Cereais e leguminosas e dos Panificados e farinhas são superiores aos observados nos demais estudos empíricos selecionados. Na comparação com estudo de Menezes, Silveira e Azzoni (2005) optou-se por utilizar a categoria alimentar de Arroz e feijão, dado que estes representam a maior parcela dos Cereais e leguminosas, não sendo o valor estimado para a elasticidade-dispêndio estatisticamente diferente de zero, o que representaria um gênero alimentício de consumo plenamente saciado no Brasil. Já a elasticidade-dispêndio dos Cereais e leguminosas divulgada no artigo de Abdulai e Aubert (2004), para a Tanzânia, traz um valor superior, de 0,738, porém abaixo dos resultados da Tabela 5-10, de 0,984 e 0,970, respectivamente para os modelos LA/AIDS e QUAIDS.

Com relação aos Panificados e farinhas, apesar de ocorrer valores de elasticidades-dispêndio superiores, a magnitude das diferenças é inferior, sendo todas as ε_i^G em que foi possível estabelecer comparações [Decoster e Vermeulen (1998) e Menezes, Silveira e Azzoni (2005)] dispêndio-inelásticas, assim como os valores que constam da Tabela 5-5, para o total dos domicílios.

Os Laticínios se apresentam como uma categoria dispêndio-inelástica nos trabalhos de Decoster e Vermeulen (1998) e de Menezes, Silveira e Azzoni (2005), com valores estimados de elasticidades de 0,229 e 0,441, respectivamente, ao passo que em Abdulai e Aubert (2004) o valor da elasticidade-dispêndio alimentar é 1,412, sendo caracterizada como dispêndio-

elástica. Como se percebe, as ε_i^G quase unitárias estimadas nos modelos LA/AIDS e QUAIDS estão situados exatamente dentro do extenso intervalo de valores dos estudos selecionados. A situação é equivalente aos casos das Carnes, aves e peixes e dos Hortifruti, onde também se observam valores extremos nos trabalhos empíricos selecionais, levando a que pelo critério de comparação as ε_i^G estimadas no presente estudo não possam ser considerados valores incorretos ou inesperados.

A Tabela 5-10, a seguir, contém os valores das elasticidades-preço próprias não-compensadas do segundo estágio orçamentário (ε_{ii}^{uG}) calculadas para as mesmas classes de dispêndio alimentar da que constam da Tabela 5-10. Assim como visto no primeiro estágio com a Habitação e artigos de residência, praticamente todas as elasticidades estimadas dos Laticínios são positivas, porém não são estatisticamente diferentes de zero, sem configurar, portanto, uma violação da teoria do consumidor. As demais ε_{ii}^{uG} avaliadas para o conjunto dos domicílios no modelo LA/AIDS são preço-elásticas e estatisticamente significativas, enquanto que no modelo QUAIDS as Carnes, aves e peixes são preço-inelásticas e os Panificados e farinhas possuem elasticidades praticamente unitária.

Como pode ser observado, os valores estimados das ε_{ii}^{uG} para as classes de dispêndio alimentar são muito próximos em ambos os modelos, com exceção das Carnes, aves e peixes. No modelo LA/AIDS a categoria alimentar das Carnes, aves e peixes possui a característica de ser preço-elástica, enquanto que no modelo QUAIDS esta se torna cada vez mais preço-inelástica na medida em que se caminha para as classes superiores de dispêndio alimentar.

Tabela 5-10 – Distribuição das elasticidades-preço próprias não-compensadas por classes de dispêndio alimentar

Categorias de Alimentos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS							
< 10%	-1,738 (0,109)	-1,234 (0,078)	-1,482 (0,059)	-1,900 (0,043)	0,011† (0,132)	-1,242 (0,074)	-1,846 (0,089)
11-25%	-1,882 (0,131)	-1,207 (0,069)	-1,463 (0,057)	-2,024 (0,049)	0,085† (0,142)	-1,267 (0,081)	-1,800 (0,084)
26-50%	-2,045 (0,155)	-1,187 (0,063)	-1,429 (0,052)	-2,238 (0,059)	0,152† (0,151)	-1,320 (0,095)	-1,734 (0,077)
51-99%	-1,940 (0,139)	-1,218 (0,073)	-1,379 (0,046)	-2,309 (0,063)	0,041† (0,136)	-1,385 (0,113)	-1,605 (0,063)
> 99%	-1,620 (0,092)	-1,322 (0,104)	-1,365 (0,044)	-2,498 (0,072)	-0,136† (0,113)	-1,388 (0,113)	-1,486 (0,050)
\bar{w}_i^{0G}	-1,924 (0,137)	-1,210 (0,070)	-1,411 (0,050)	-2,190 (0,057)	0,068† (0,140)	-1,328 (0,097)	-1,676 (0,071)
QUAIDS							
< 10%	-1,712 (0,121)	-0,909 (0,089)	-1,598 (0,064)	-1,949 (0,049)	0,036† (0,135)	-1,245 (0,074)	-1,821 (0,093)
11-25%	-1,846 (0,145)	-0,858 (0,085)	-1,541 (0,059)	-2,062 (0,055)	0,150† (0,146)	-1,211 (0,080)	-1,773 (0,088)
26-50%	-1,996 (0,153)	-0,822 (0,082)	-1,475 (0,053)	-2,268 (0,066)	0,256† (0,156)	-1,193 (0,096)	-1,707 (0,081)
51-99%	-1,880 (0,156)	-0,682 (0,108)	-1,370 (0,047)	-2,305 (0,070)	0,207† (0,144)	-1,068 (0,119)	-1,578 (0,067)
> 99%	-1,560 (0,105)	-0,196† (0,203)	-1,243 (0,057)	-2,401 (0,091)	0,140† (0,131)	-0,665 (0,146)	-1,460 (0,054)
\bar{w}_i^{0G}	-1,875 (0,153)	-0,768 (0,095)	-1,438 (0,051)	-2,208 (0,063)	0,188† (0,146)	-1,152 (0,099)	-1,650 (0,074)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados pelo método Delta; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrutí; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos; 3) †elasticidades-preço não estatisticamente significativas (com 5% de nível de confiança).

A única categoria, em ambos os modelos, que possui a tendência ε_{ii}^{uG} de crescer, em termos absolutos, em linha com o nível de dispêndio alimentar é a dos Hortifrutí. As Bebidas não-alcoólicas, Cereais e leguminosas e os Demais alimentos possuem o comportamento inverso, com as ε_{ii}^{uG} apresentando a tendência de diminuir, em termos absolutos, com o aumento do

nível de dispêndio alimentar nas duas especificações. Por suas vez, as ε_{ii}^{uG} dos Panificados e farinhas possuem comportamentos opostos nos dois modelos, sendo crescente seu valor na medida em que aumenta o dispêndio alimentar pelo modelo LA/AIDS, mas decrescente no modelo QUAIDS, chegando a se tornar preço-inelástica na classe de dispêndio alimentar mais elevada.

A maior parte dos valores das ε_{ii}^{uG} que constam da Tabela 5-10 são superiores às elasticidades-preço próprias comparáveis dos estudos empíricos selecionados, sendo exceção a categoria de Carnes, aves e peixes. Na comparação com as elasticidade dos artigos de Decoster e Vermeulen (1998), Menezes, Silveira e Azzoni (2005) e Abdulai e Aubert (2004), os resultados do modelo LA/AIDS são superiores aos analisados, ao passo que os resultados obtidos pelo modelo QUAIDS encontram-se dentro do intervalo de valores dos estudos mencionados, entre -0,354 [Menezes, Silveira e Azzoni (2005)] e -1,002 [Abdulai e Aubert (2004)].

A Tabela 5-11 apresenta as elasticidades-preço compensadas das categorias alimentares (ε_{ij}^{cG}) avaliadas para o total dos domicílios, e contém os valores das elasticidades-preço cruzadas dos alimentos, ferramenta capaz de determinar quais são os alimentos substitutos ou complementares entre si⁵¹.

⁵¹ A opção pelo uso da elasticidade-preço compensada, ao invés da elasticidade-preço não-compensada, se dá pelo fato de ser esta uma medida mais objetiva de avaliar como os produtos reagem às variações dos preços entre si, mantida constante a utilidade (u). Pela equação de Slutsky, expressa em elasticidades (equação 3.10), é possível perceber que o termo correspondente ao efeito substituição é justamente a elasticidade-preço compensada, obtida a partir das observações diretas e empíricas das elasticidade-preço não-compensada, da elasticidade-dispêndio e das participação orçamentária correspondente.

Tabela 5-11 – Elasticidades-preço compensadas por classes de dispêndio alimentar

Categorias de Alimentos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AIDS							
Bebidas não alcoólicas (1)	-1,859 (0,137)	0,593 (0,128)	-0,089† (0,076)	0,135 (0,051)	0,257† (0,129)	0,432 (0,107)	0,531 (0,084)
Carnes, aves e peixes (2)	0,125 (0,027)	-0,921 (0,070)	0,309 (0,035)	0,095 (0,022)	0,073† (0,039)	0,139 (0,038)	0,179 (0,032)
Cereais e leguminosas (3)	-0,029† (0,025)	0,482 (0,054)	-1,182 (0,050)	0,520 (0,023)	0,109 (0,036)	0,354 (0,035)	-0,253 (0,031)
Hortifruti (4)	0,120 (0,045)	0,399 (0,091)	1,400 (0,063)	-2,123 (0,057)	-0,311 (0,063)	-0,260 (0,062)	0,775 (0,055)
Laticínios (5)	0,155† (0,078)	0,209† (0,112)	0,200 (0,066)	-0,212 (0,043)	0,180 † (0,140)	-0,487 (0,089)	-0,044† (0,071)
Panificados e farinhas (6)	0,229 (0,057)	0,348 (0,095)	0,569 (0,057)	-0,155 (0,037)	-0,428 (0,078)	-1,238 (0,097)	0,675 (0,057)
Demais alimentos (7)	0,302 (0,048)	0,483 (0,085)	-0,437 (0,053)	0,497 (0,035)	-0,042† (0,067)	0,726 (0,061)	-1,529 (0,071)
QUAIDS							
Bebidas não alcoólicas (1)	-1,811 (0,153)	0,306 (0,144)	-0,128† (0,079)	0,127 (0,054)	0,352 (0,140)	0,596 (0,108)	0,557 (0,076)
Carnes, aves e peixes (2)	0,052† (0,031)	-0,473 (0,095)	0,383 (0,036)	0,125 (0,024)	-0,089† (0,045)	-0,116 (0,048)	0,118 (0,036)
Cereais e leguminosas (3)	-0,023† (0,026)	0,451 (0,056)	-1,207 (0,051)	0,487 (0,023)	0,150 (0,038)	0,365 (0,039)	-0,223 (0,032)
Hortifruti (4)	0,097 (0,048)	0,536 (0,100)	1,421 (0,062)	-2,139 (0,063)	-0,338 (0,067)	-0,363 (0,067)	0,786 (0,053)
Laticínios (5)	0,220 (0,084)	-0,194† (0,127)	0,157 (0,069)	-0,210 (0,045)	0,298 † (0,146)	-0,260 (0,092)	-0,011† (0,072)
Panificados e farinhas (6)	0,281 (0,057)	0,005† (0,109)	0,559 (0,059)	-0,133 (0,038)	-0,353 (0,080)	-1,066 (0,099)	0,706 (0,062)
Demais alimentos (7)	0,359 (0,045)	0,154† (0,101)	-0,534 (0,056)	0,462 (0,035)	0,096† (0,070)	0,967 (0,070)	-1,504 (0,074)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados pelo método Delta; 2) †elasticidades-preço não estatisticamente significativas (com 5% de nível de confiança).

Pela Tabela 5-11, os produtos alimentares que não possuem relação de substituição ou complementaridade (pelo menos uma das elasticidades-preço compensadas cruzadas estatisticamente não significativas), pelo modelo LA/AIDS são: Bebidas não-alcoólicas/Cereais e leguminosas; Bebidas não-alcoólicas/Laticínios; Carnes, aves e

peixes/Laticínios; e Laticínios/Demais alimentos. Adicionalmente, no modelo QUAIDS, além das mesmas categorias alimentares não apresentarem tal relação, não é significativa a relação entre: Carnes, aves e peixes/Bebidas não-alcoólicas; Panificados e farinhas/Cereais e leguminosas; e Demais Alimentos/Cereais e leguminosas.

Pelos modelos LA/AIDS e QUAIDS, são quatro as categorias de alimentos que possuem alguma relação de complementaridade ($\varepsilon_{ij}^{cG} < 0, \forall i \neq j$), a saber: Demais alimentos/Carnes, aves e peixes; Laticínios/Hortifruti; Laticínios/Panificados e farinhas; e Panificados e farinhas/Hortifruti. As categorias remanescentes em cada um dos modelos, ou seja, as que não foram consideradas como complementares ou não relacionadas entre si, podem ser classificadas como substitutas ($\varepsilon_{ij}^{cG} > 0, \forall i \neq j$), sendo exemplos delas: Laticínios/Bebidas não alcoólicas; Hortifruti/Cereais e leguminosas; Carnes, aves e peixes/Cereais e leguminosas etc.

Por fim, a Tabela 5-12 contém as elasticidades-dispêndio e preço (não-compensada e compensada) totais, resultantes das estimativas de elasticidade em ambos os estágios (ver seção 3.1 para o detalhamento das fórmulas). Dadas às combinações possíveis entre os resultados dos modelos (LA/AIDS-LA/AIDS, LA/AIDS-QUAIDS, QUAIDS-LA/AIDS e QUAIDS-QUAIDS), a proximidade dos valores das elasticidades avaliadas para o total dos domicílios nas Tabelas 5-4, 5-5, 5-9, 5-10 e 5-11, e a significância conjunta dos termos quadráticos (Tabelas 5-3 e 5-8), optou-se por apenas analisar os resultados dos modelos quadráticos dos dois estágios orçamentários.

Os resultados das elasticidades-dispêndio totais (ε_i) indicam que todas as categorias alimentares analisadas são bens normais e de necessidade ($0 < \varepsilon_i < 1$), sendo todas as

elasticidades-dispêndio parciais (ϵ_i^G) multiplicadas pelo mesmo valor positivo, a elasticidade-dispêndio dos alimentos no primeiro estágio, o ordenamento das categorias permanece inalterado, com os Panificados e farinhas e os Demais alimentos representando, respectivamente, os alimentos mais e menos dispêndio-inelásticos.

Tabela 5-12 – Elasticidades totais

Categorias de alimentos	ϵ_i	ϵ_{ii}^u	ϵ_{ii}^c
Bebidas não alcoólicas	0.630 (0.010)	-1.856 (0.153)	-1.843 (0.153)
Carnes, aves e peixes	0.615 (0.017)	-0.680 (0.097)	-0.619 (0.097)
Cereais e leguminosas	0.751 (0.010)	-1.369 (0.052)	-1.321 (0.052)
Hortifruti	0.602 (0.012)	-2.187 (0.064)	-2.173 (0.064)
Laticínios	0.652 (0.013)	0.221† (0.146)	0.244† (0.146)
Panificados e farinhas	0.454 (0.014)	-1.127 (0.100)	-1.109 (0.100)
Demais alimentos	0.821 (0.012)	-1.606 (0.075)	-1.576 (0.075)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) †elasticidades-preço não estatisticamente significativas (com 5% de nível de confiança).

Com relação aos resultados das elasticidades-preço próprias não-compensadas (ϵ_{ii}^u) e compensadas (ϵ_{ii}^c) totais, a análise é a mesma já realizada para os resultados das Tabelas 5-10 e 5-11, não se exigindo maiores considerações, em razão da proximidade dos valores estimados.

Em relação aos resultados das ε_i do estudo de e Menezes, Silveira e Azzoni (2005), produto da elasticidade-dispêndio dos Alimentos (0,301) e das elasticidades-dispêndio das categorias alimentares que constam da Tabela 2-9, todos os valores comparáveis pertencentes à Tabela 5-12 (Laticínios, Cereais e leguminosas, Panificados e farinhas e Carnes, aves e peixes) são superiores ao do referido estudo, tendo em comum o fato de todos os gêneros alimentícios serem considerados como bens de necessidade.

Como visto no Capítulo 2, outro estudo que aponta para a mesma tendência de considerar todos os gêneros como bens necessários é o elaborado por Moro e Sckokai (2000). Novamente, em todas as categorias onde a comparação se faz razoável (Carnes, aves e peixes, Laticínios e Hortifruti) os valores da Tabela 5-12 superam os das ε_i estimadas (Tabela 2-3) no estudo objeto da comparação.

A exceção a estes casos é o trabalho de Decoster e Vermeulen (1998). As ε_i calculadas pelo modelo QUAIDS para as categorias alimentares Carnes (1,228), Peixes (0,771) e Vegetais (1,146) possuem valores superiores aos apresentados na Tabela 5-12, para as Carnes, aves e peixes e Hortifruti, as categorias equivalentes. Contudo, os valores das ε_i dos Panificados (0,357) e dos Laticínios (0,198) são inferiores, seguindo o mesmo comportamento dos demais estudos empíricos, o de serem considerados bens de necessidade, diferentemente do resultado das Carnes e Vegetais.

6 CONCLUSÃO

O presente estudo teve o intuito de contribuir para a literatura de estudos empíricos de demanda no Brasil a partir da estimação de um sistema de demanda em dois estágios, com ênfase no dispêndio em alimentos dentro do domicílio, adotando tanto a especificação LA/AIDS, quanto a sua extensão quadrática (QUAIDS), proposta por Banks, Blundell e Lewbel (1997). Foi avaliada, ainda, a relevância dos aspectos geográficos e demográficos na demanda pelas categorias de consumo e de alimentos, tendo os resultados obtidos revelado sua substancial importância na análise das preferências dos domicílios. No entanto, se faz necessário um aprofundamento da pesquisa empírica para aperfeiçoar do modelo estimado de maneira a incluir ou não a dependência entre os coeficientes do dispêndio e dos preços em relação às variáveis demográficas e geográficas.

Com relação ao melhor desempenho da especificação QUAIDS em comparação com a versão mais usual do modelo LA/AIDS, na estimativa do primeiro estágio orçamentário esta superioridade não se mostra a princípio tão evidente. Como mencionado no capítulo anterior, em termos das elasticidades-dispêndio do primeiro estágio os valores calculados para o total dos domicílios da amostra selecionada foram praticamente idênticos entre as especificações, sendo as únicas diferenças merecedoras de destaque aquelas relativas ao fato do Vestuário e da Saúde se tornarem bens de necessidade na medida em que se eleva o dispêndio total dos domicílios pelo modelo QUAIDS. Tal reversão dos valores das elasticidades-dispêndio

demonstra que a maior flexibilidade proporcionada pelo modelo QUAIDS foi, provavelmente, capaz de captar mudanças genuínas na percepção de necessidade destes produtos pelos domicílios que realizaram os maiores dispêndios totais, fato este que não ocorre com a estimativa da demanda pela formulação LA/AIDS.

Os resultados das elasticidades-preço próprias foram, também, muito semelhantes, sendo comum às estimativas a ocorrência de valores positivos e estatisticamente significativos das elasticidades-preço próprias da categoria de consumo Habitação e artigos de residência, levando a que as funções custo em ambas as especificações não sejam côncavas, como estabelece a teoria. Como observado na revisão da literatura, a violação da restrição teórica de negatividade não é uma ocorrência incomum, assim como as violações das restrições de simetria e homogeneidade (Alimentos, Alimentação fora do domicílio e Vestuário), nos modelos estimados irrestritamente. Dado que a maior parte dos parâmetros estimados foi estatisticamente significativa, considera-se que os modelos cumprem o seu papel de realizar satisfatoriamente previsões acerca dos comportamentos dos consumidores, que é um dos elementos fundamentais para a elaboração de modelos de microssimulação [Decoster e Vermeulen (1998)].

Em relação à comparação dos resultados obtidos neste estudo com aqueles analisados no Capítulo 2, os sinais e magnitudes encontradas nas estimativas do primeiro estágio encontram-se dentro das faixas esperadas, servindo como exemplos o fato dos alimentos serem considerados bens de necessidade e preço-inelásticos, ao passo que a demanda pela Alimentação fora do domicílio apresenta comportamento completamente distinto, sendo um bem de luxo e sensível às variações em seu preço.

As diferenças entre os resultados das elasticidades calculadas para os alimentos - o segundo estágio orçamentário, são maiores do que as observadas na estimação do sistema de demanda das categorias de consumo. Pela especificação QUAIDS, com exceção dos Demais alimentos, todas as categorias de alimentos apresentam alguma mudança de classificação em função do valor das suas elasticidades-dispêndio parciais, com as Bebidas não-alcoólicas, os Laticínios e os Panificados e Farinhas tornando-se mais dispêndio-elásticas com o aumento do dispêndio alimentar, enquanto que as Carnes, aves e peixes, os Cereais e leguminosas e os Hortifruti apresentam comportamento contrário. A maior flexibilidade oferecida pela especificação quadrática do modelo AIDS demonstra sua superioridade em relação à formulação puramente linear, sendo capaz de captar novamente mudanças sentido esperado na percepção de necessidade das categorias de alimentos analisadas.

A maior diferença entre as especificações reside no cálculo da elasticidade-preço própria não-compensada das Carnes, aves e peixes. Tanto na estimação da elasticidade-preço própria para o total dos domicílios, quanto para as classes de dispêndio alimentar, os valores se apresentam bastante distintos, sendo a categoria considerada preço-elástica em todas as classes de dispêndio alimentar na formulação LA/AIDS, ao passo que no modelo QUAIDS esta se torna mais preço-inelástica na medida em que aumenta o dispêndio alimentar dentro do domicílio.

As elasticidades totais, calculadas a partir dos resultados obtidos em ambos os estágios pelo modelo QUAIDS para o conjunto dos domicílios, trazem as categorias alimentares como sendo todos bens de necessidade, em linha com estudo empírico elaborado por Moro e Sckokai (2000) para a Itália, onde também se consideram todos os gêneros alimentícios como bens necessários. A exceção a este comportamento, como mencionado no capítulo anterior, é o trabalho de Decoster e Vermeulen (1998), em que as Carnes e Vegetais se apresentam como bens superiores. Pode-se atribuir a ocorrência deste resultado ao fato das elasticidades-

dispêndio parciais se situarem todas dentro do intervalo próximo de um, que ao serem multiplicadas pelo valor da elasticidade-dispêndio dos Alimentos, para a obtenção dos valores das elasticidades-dispêndio totais, pouco se distanciaram do valor da categoria de consumo ao qual pertencem.

Em vista dos resultados, confirma-se o melhor desempenho do modelo QUAIDS em termos das tendências e magnitudes esperadas para os valores das elasticidades calculadas. Porém, diversas questões permanecem pendentes e necessitam de maiores esforços de pesquisa, podendo ser citadas: a baixa frequência de respostas da variável dependente; a avaliação de presença ou não do problema de endogeneidade nas variáveis e a determinação de quais variáveis instrumentais devem ser eventualmente utilizadas; e a introdução de aspectos dinâmicos ao modelo. Contudo, espera-se ter alcançado de forma satisfatória o objetivo inicialmente proposto para o trabalho e, dessa forma, ter contribuído para aprimoramento dos estudos empíricos de demanda para o Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDULAI, A., AUBERT D. (2004) “A Cross-Section Analysis of Household Demand for Food and Nutrients in Tanzania” *In: Agricultural Economics*, v. 31, n. 1, p. 67-79, julho.

ALLEN, R.G.D., BOWLEY, A.L. (1935) “Family Expenditure. A Study of its Variation” Londres: P.S. King and Son.

ALVES, D. C. O., DISCH, A., EVENSON, R. E. (1982) “The Demand for Food in Brazil” Trabalhos apresentados no IV Encontro Brasileiro de Econometria. Águas de São Pedro: Sociedade Brasileira de Econometria.

ASANO, S., FIUZA, E. P. S. (2001) “Estimation of the Brazilian Consumer Demand System” Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão, 793).

ASCHE, F., WESSELLS, C. R. (1997) “On Price Indices in the Almost Ideal Demand System” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 79, n. 4, p. 1182-1185, novembro.

BANKS, J., BLUNDELL, R., LEWBEL, A. (1997) “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand” *In: The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 4, p. 527-539, novembro.

BARTEN, A. P. (1966) “Theorie en Empirie van een Volledig Stelsel van Vraagvergelijkingen” Dissertação de Doutorado, Universidade de Rotterdam.

BERNDT, E. R., WOOD, D. (1975) “Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy” *In: Review of Economics and Statistics*, v. 57, n. 3, p. 259-268, agosto.

BERTASSO, B. F. (2000) “O Consumo Alimentar em Regiões Metropolitanas Brasileiras: Análise da Pesquisa Orçamentos Familiares/IBGE 1995/96” Dissertação de Mestrado. São Paulo: Universidade de São Paulo.

BLANCIFORTI, L., GREEN, R. (1983) “An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups” *In: Review of Economics and Statistics*, v. 65, n. 3, p. 511-515, agosto.

BLUNDELL, R., PASHARDES, P., WEBER, G. (1993) “What do we learn about consumer demand patterns from micro data?” *In: The American Economic Review*, v. 83, n.3, p. 570-597, junho.

- BLUNDEL, R. MEGHIR, C. (1987) “Bivariate Alternatives to the Tobit Model” *In: Journal of Econometrics*, v. 34, n. 1-2, p. 179-200, janeiro-fevereiro.
- BUSE, A. (1994) “Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 76, n. 4, p. 781-793, novembro.
- CAMERON, C. A., TRIVEDI, P. K. (2006) “Microeconometrics: Methods and Applications” Nova York: Cambridge University Press.
- CASELLA, G., BERGER, R. L. (2001) “Statistical Inference 2^a edição” Pacific Grove: Duxbury Press.
- CHALFANT, J. A. (1987) “Globally Flexible, Almost Ideal Demand System” *In: Journal of Business & Economic Statistics*, v. 5, n. 2, p. 233-242, abril.
- CHRISTENSEN, L. R., JORGENSON, D. W., LAU L. J. (1975) “Transcendental Logarithmic Utility Functions” *In: American Economic Review*, v. 65, n.3, p. 367-383, junho.
- CIPRIANO, J., BRANDT, S. A. (1983) “Sistema Logit Multinomial de Demanda Agrícola” Trabalhos apresentados ao V Encontro Brasileiro de Econometria. Belém: Sociedade Brasileira de Econometria.
- CRAGG, J. G. (1971) “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods” *In: Econometrica*, v. 39, n. 5, 829-844, setembro.
- DEATON, A. S., MUELLBAUER, J. (1980a) “An Almost Ideal Demand System” *In: The American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 312-336, junho.
- DEATON, A. S., MUELLBAUER, J. (1980b) “Economics and Consumer Behavior” Nova York: Cambridge University Press.
- DEATON, A. S. (1986) “Demand Analysis” *In: Griliches, Z. e Intriligator, M. D. (ed.), Handbook of Econometrics*, ed.1, v. 3, capítulo 30, p. 1767-1839, Elsevier.
- DEATON, A. S. (1988) “Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price” *In: American Economic Review*, v. 78, n. 3, p. 418-430, junho.
- DECOSTER, A., VERMEULEN, F. (1998) “Evaluation of the Empirical Performance of Two-Stage Budgeting AIDS, QUAIDS and Rotterdam Models Based on Weak Separability” Leuven: Katholieke Universiteit Leuven, Centrum voor Economische Studiën, Working Group Public Economics (Public Economics Working Paper Series ces9807).
- DIEWERT, W. E. (1971) “An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function” *In: Journal of Political Economy*, v. 79, n. 3, p. 481-507, maio-junho.
- EALES, J. S., UNNEVEHR L. J. (1988) “Demand for Beef and Chicken Products: Separability and Structural Change” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 70, n. 3, p. 521-532, agosto.

EDGERTON, D. L. (1997) “Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 79, n. 1, p. 62-79, fevereiro.

ENGEL, E. (1895) “Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher and Jetzt” *In: International Statistical Institute Bulletin*, v. 9, n. 1, p.1-124.

FISHER, D., FLEISSIG, A. R., SERLETIS, A. (2001) “An Empirical Comparison of Flexible Demand System Functional Forms” *In: Journal of Applied Econometrics*, v.16, n.1, p. 59-80, abril.

GODDARD, D. (1983) “An Analysis of Canadian Aggregate Demand for Food at Home and Away From Home” *In: Canadian Journal of Agricultural Economics*, v.31, p.289-318.

GORMAN, W. M. (1959) “Separable Utility and Aggregation” *In: Econometrica*, v.27, n. 3, p.469-481, julho.

GORMAN, W. M. (1981) “Some Engel Curves” *In: DEATON, Angus S. (ed.), Essays in Honour of Sir Richard Stone*. Cambridge: Cambridge University Press.

GOULD, B. W., COX, T. L., PERALI, F. (1991) “Demand for Food Fats and Oils: The Role of Demographic Variables and Government Donations” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 1, p. 212-221, fevereiro.

GREEN, R., ALSTON, J. M. (1990) “Elasticities in AIDS Models” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 72, n. 2, p. 442-445, maio.

GREEN, R., ALSTON, J. M. (1991) “Elasticities in AIDS Models: A Clarification and Extension” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 3, p. 874-875, agosto.

GREENE, W. H. (2003) “Econometric Analysis 5^a edição” Nova Jersey: Prentice Hall.

HAUSMAN, J.A., LEONARD, G.K. (2005) “Competitive Analysis Using a Flexible Demand Specification”. *In: Journal of Competition Law and Economics*, v. 1, n. 2, p. 279-301.

HOFFMANN, R. (1983) “Elasticidades de Engel para Dispêndios Familiares na Cidade do Rio de Janeiro: Outro Método de Estimação”. *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 267-274.

HOFFMANN, R. (1988) “Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na Cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação - uma correção” *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 1, p. 197.

HOFFMANN, R (2000) “Elasticidades-Renda das Despesas e do Consumo Físico de Alimentos Metropolitano em 1995–96”. *In: Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n.1, p. 111-122.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2004a) “Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003: Primeiros Resultados: Brasil e Grandes Regiões” Rio de Janeiro: IBGE.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2004b) “Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003: Análise da Disponibilidade Domiciliar de Alimentos e do Estado Nutricional no Brasil” Rio de Janeiro: IBGE.

KLEIN, L. R., RUBIN, H. (1947-48) “A Constant Utility Index of the Cost of Living” *In: Review of Economic Studies*, v. 15, n. 2, p. 84-87.

LESER, C.E.V. (1963) “Forms of Engel Functions” *In: Econometrica*, v.31. n. 4, p. 694-703, outubro.

LEWBEL, A. (1991) “The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation” *In: Econometrica*, v.59, n.3, p.711-730, maio.

LEWBEL, A. (2006) “Engel Curves” *In: Larry Blume and Steven Durlauf (eds.): The New Palgrave Dictionary of Economics*, ed. 2, Palgrave Macmillan

MEDEIROS, J. A. S. (1978) “Curvas de Engel e Transformação de Box-Cox: uma Aplicação aos Dispendios em Alimentação e Educação na Cidade de São Paulo” *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 8, n. 3, p. 795-828.

MENEZES, T., SILVEIRA, F. G., MAGALHÃES, L. C. G., VIANNA, S. W. (2002) “Gastos Alimentares nas Grandes Regiões Urbanas do Brasil: Aplicação do Modelo AID aos Microdados da POF 1995-1996 do IBGE” Rio de Janeiro: IPEA (Seminários DIMAC, 110).

MENEZES, T., SILVEIRA, F. G., AZZONI, C. R. (2005) “Estimating a Two-Stage Demand System for Staple Food Baskets in Brazil Using Pseudo Panel Data” Programa de Seminários Acadêmicos 5a. Feira, São Paulo. São Paulo: EAE-FEA/USP.

MIZON, G. E. (1977) “Inferential Procedures in Nonlinear Models: An Application in a UK Industrial Cross Section Study of Factor Substitution and Returns to Scale” *In: Econometrica*, v. 45. n. 5, 1221-1242, julho.

MORO, D., SCKOKAI, P. (2000) “Heterogeneous Preferences in Household Food Consumption in Italy” *In: European Review of Agricultural Economics*, v. 27, n. 3, p. 305-323, setembro.

MOSCHINI, G., MEILKE, K. D. (1989) “Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 71, n. 2, p. 253-261, maio.

MOSCHINI, G. (1995) “Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 77, n. 1, p. 63-68, fevereiro.

MOSCHINI, G., RIZZI, P.L. (1997) “La Struttura dei Consumi delle Famiglie in Italia” Iowa State University, Department of Economics (Staff General Research Papers n. 1192).

MUELLBAUER, J. (1975) “Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand” *In: Review of Economic Studies*, v. 42, n. 4, p. 525-543, outubro.

MUELLBAUER, J. (1976) “Community Preferences and the Representative Consumer” *In: Econometrica*, v. 44, n. 5, p. 979-999, setembro.

NICHOLSON, W. (2004) “Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions 9ª edição” Thomson Learning.

OMS – Organização Mundial de Saúde. (1985) “Energy and Protein Requirements” Genebra: FAO/OMS/ONU (Technical Report Series, n. 724).

PASHARDES, P. (1993) “Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation” *In: Economic Journal*, v. 103, n. 419, p. 908-915, julho.

ROSSI, J. W. (1982) “Elasticidades de Engel para Dispendios Familiares na Cidade do Rio de Janeiro” *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 12, n. 2, p. 579-606.

ROSSI, J. W. (1983). “Elasticidades de Engel para Dispendios Familiares nas Principais Capitais Brasileiras”. *In: Revista Brasileira de Estatística*, v. 44, n. 176, p. 381-451.

ROSSI, J. W., NEVES, C. (1987) “Elasticidades de Engel no Brasil Usando um Sistema de Equações com Especificações Logit” *In: Revista Brasileira de Economia*, v. 41, n. 4, p.425-434.

SIMÕES, R. C., BRANDT, S. A. (1981) “Sistema completo de equações de demanda para o Brasil” Trabalhos apresentados no III Encontro Brasileiro de Econometria. Olinda: Sociedade Brasileira de Econometria.

STONE, R. (1954) “Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand” *In: Economic Journal*, v. 64, n. 255, p. 511-527, setembro.

THEIL, H. (1965) “The Information Approach to Demand Analysis” *In: Econometrica*, v.33, n. 1, p.67-87, janeiro.

THOMAS, D., STRAUSS, J., BARBOSA, M. M. T. (1989) “Estimating Price Changes on Consumption in Brazil” New Haven (CT), (Yale Economic Growth Center Discussion Paper, 589).

THOMPSON, W. (2004) “Using Elasticities from an Almost Ideal Demand System? Watch Out for Group Expenditure!” *In: American Journal of Agricultural Economics*, v. 86, n. 4, p. 1108-1116, novembro.

TOBIN, J. (1958) “Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables” *In: Econometrica*, v. 32, n. 1, 24-36, janeiro.

VARIAN, H. R. (1992) “Microeconomic Analysis 2ª edição” Nova York: W.W. Norton.

WORKING, H. (1943) “Statistical Laws of Family Expenditures” *In: Journal of the American Statistical Association*, v. 38, n. 221, p. 43-56, março.

APÊNDICE A - TRATAMENTO DOS MICRODADOS DA POF 2002-03

O primeiro passo no tratamento dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-03 foi classificar os produtos pela sua forma de obtenção: monetárias, não monetárias e doações. Como o objetivo dessa dissertação é tratar apenas de bens e serviços que tenham sido efetivamente adquiridos em mercado (aquisições monetárias para a própria Unidade de Consumo (UC) ou para terceiros), não se considerou, na análise, as aquisições por meio de trocas, produção própria, retiradas de negócio e doações. No caso das doações, considera-se que no agregado estas despesas já estariam contempladas nas aquisições monetárias por parte das UC para terceiros, o que levaria ao problema adicional de “dupla contagem” caso estes valores fossem contabilizados simultaneamente. Já nas demais formas de obtenção (trocas, produção própria e as retiradas de negócios), o problema decorre do fato de não existir uma transação em mercado na sua obtenção, tornando inadequado fazer uso dos valores de gastos apurados pela pesquisa no estudo de demanda aqui proposto⁵².

Após a seleção dos produtos que apenas foram adquiridos por meio de aquisições monetárias, os dados sofreram outro tratamento: a imputação dos valores de dispêndios cujos valores originalmente apurados apresentavam alguma inconsistência e, portanto, não foram divulgados publicamente. No lugar dos valores originais a Coordenação de Índices de Preços

⁵² Este estudo de demanda busca, principalmente, determinar a influência do dispêndio efetivo e dos preços efetivamente observados e praticados em mercado nas decisões de gastos das famílias, mas no caso específico destas formas de aquisição exige-se um outro tipo de abordagem (por exemplo, estudos com foco em produção dentro do domicílio), o que escapa do escopo deste trabalho.

(COINP/IBGE) apenas identificou a ocorrência da imputação nos valores anualizados e a preços da data da publicação da POF (janeiro de 2003). Com base nos valores imputados anualizados e deflacionados se fez um esforço de preencher, também, as lacunas encontradas nos registros de despesas, sem a passagem para valores anuais (aplicação de anualizadores) e deflacionamento (aplicação de deflatores). Este tratamento visou reduzir o número de observações perdidas (“*missing data*”) das variáveis dependentes (as participações orçamentárias) e independentes (os preços implícitos), e tem como justificativa adicional o fato do próprio órgão responsável pela elaboração da pesquisa fazer uso dos dados imputados, que serviram de base para este tratamento, na publicação dos resultados da POF.

O passo seguinte foi a classificação dos produtos da POF em categorias de consumo: Alimentação dentro do domicílio (inclusive bebidas não alcoólicas); Alimentação fora do domicílio; Vestuário; Transporte e comunicação; Habitação e artigos de residência; Saúde; e Outros produtos e serviços.

Como o objetivo principal deste trabalho é elaborar um sistema de demanda domiciliar por alimentos, os produtos que constam da categoria Alimentação dentro do domicílio foram, ainda, classificados em categorias alimentares, seguindo a divisão que consta da própria documentação dos microdados originais da pesquisa, sendo elas: Carnes, aves e peixes (inclusive ovos); Cereais e leguminosas; Panificados e farinhas; Hortifruti; Laticínios; Bebidas não-alcoólicas; e Outros alimentos.

Como esperado, em um esforço de classificação existem produtos não passíveis de enquadramento *a priori* em qualquer uma das categorias de consumo e categorias de alimentos em função apenas da descrição disponível. Com respeito a este problema, nos microdados da POF 2002-03 foram identificados dois tipos de produtos: os agregados de

quadros de consumo (em que a UC não identificava os produtos consumidos, mas apenas um valor total para os bens pertencentes a um quadro de consumo), ou simplesmente agregados e os agregados alimentares. No primeiro caso, a solução adotada foi a de distribuir dos valores dos agregados proporcionalmente aos valores dos gastos domiciliares nos demais produtos do quadro, que já possuem uma classificação, de forma a que não exista ganho ou perda de participação relativa entre os produtos de um mesmo quadro após a distribuição. Esta solução garante a eliminação dos agregados sem que o total do quadro se altere, mas leva a que os produtos que receberam o acréscimo em seu valor passem a ter outra participação relativa aos demais produtos de outros quadros de consumo.

Tendo em vista a grande variedade de produtos alimentares e ao duplo processo de classificação a que estes produtos são submetidos, a questão dos agregados alimentares merece um tratamento mais complexo. Por estarem em um quadro especial de registro, os alimentos possuem vários tipos possíveis de agregados, dos mais abrangentes como as cestas básicas, “sacolões” e “feirinha”, aos mais específicos, como é os casos em que uma UC declara, por exemplo, apenas ter consumido frutas e legumes ou carnes e verduras. Para distribuir o valor dos agregados alimentares a tarefa se resume a distribuir, proporcionalmente, os gastos dos casos mais abrangentes seguindo a mesma metodologia dos agregados de quadros e, nos casos mais restritos, avaliar se as UCs realizam gastos em quaisquer um dos produtos nas categorias passíveis de receber tais gastos. Ocorre, porém, que em alguns casos pode ocorrer de uma UC não ter realizado qualquer despesa em uma categoria alimentar compatível com o agregado alimentar a ser distribuído. Acontecendo isto, optou-se por ratear o valor do agregado alimentar dentro da UC em função do padrão médio de consumo alimentar na Unidade da Federação (UF) em que se este se encontra. Em outras palavras, caso seja necessário distribuir um agregado alimentar que indique que a UC adquiriu um agregado alimentar contendo apenas frutas e hortaliças, e esta UC não realizou qualquer

gastos em qualquer item pertencente a um destes gêneros alimentícios, optou-se por ratear o valor do agregado alimentar com base na proporção observada de consumo de frutas e hortaliças na UF em que está localizada a UC.

Outra característica dos questionários da POF 2002-03 é a não coincidência nos períodos de referência dos gastos em diferentes quadros de resposta. Com relação às despesas alimentares este fato não apresenta qualquer obstáculo, já que o registro das compras de alimentos possui um período de uma semana, ou seja, os deflatores divulgados nos microdados da pesquisa não precisam de qualquer tipo de tratamento adicional, pois se referem exatamente ao período entre a entrevista e a data de referência da publicação dos dados. O problema surge de fato quando o período de referência das respostas ultrapassa um mês, como nos casos em que a UC fornece informações acerca de dispêndios realizados nos três e doze meses anteriores à entrevista. Nestes dois casos adotou-se a hipótese de que os valores registrados nestes quadros estavam referenciados no período médio das respostas e, portanto, para se comparar estes dispêndios com aqueles registrados em uma semana ou em um mês, todos a preços da data da entrevista na UC, um trabalho adicional de deflacionamento foi realizado.

Para o completo trabalho de deflacionamento hipóteses adicionais têm que ser adotadas, além acima mencionada para as respostas cujo horizonte de referência ultrapasse os 30 dias. As mais fortes estão relacionadas aos índices de preços que devem ser utilizados para se deflacionar os preços fora das regiões metropolitanas atualmente cobertas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA): Belém - PA, Fortaleza - CE, Recife - PE, Salvador - BA, Belo Horizonte - MG, Rio de Janeiro - RJ, São Paulo - SP, Curitiba - PR, Porto Alegre - RS, Município de Goiânia - GO e Brasília - DF. A Tabela A-1, a seguir, resume estas hipóteses.

Tabela A-1 – Índices de preços adotados em cada UF

Área coberta pelo IPCA	UFs receptoras
RM de Belém - PA	Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Roraima, Rondônia e Tocantins
RM de Fortaleza - CE	Ceará, Maranhão e Piauí
RM de Recife - PE	Alagoas, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Sergipe
RM de Salvador - BA	Bahia
RM de Belo Horizonte - MG	Minas Gerais
RM de Rio de Janeiro - RJ	Espírito Santo e Rio de Janeiro
RM de São Paulo - SP	São Paulo
RM de Curitiba - PR	Paraná e Santa Catarina
RM de Porto Alegre - RS	Rio Grande do Sul
Município de Goiânia - GO	Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul
Brasília - DF	Distrito Federal

Estabelecidas as hipóteses acerca da data e dos índices de preços a serem utilizados, os valores dos dispêndios foram todos referenciados à data da entrevista da UC, da mesma forma como os valores disponibilizados para a data da publicação dos dados. De posse destes valores foi possível, então, obter as participações dos gastos das categorias de consumo e categorias alimentares, tanto na data da entrevista quanto para uma data comum de comparação, a data da publicação. Estes dados de participação orçamentária são as variáveis dependentes dos sistemas a serem estimados e, em conjunto com os valores dos dispêndios por UC, servem para a elaboração dos candidatos a índices de preços dos agregados (por categorias de consumo e as categorias alimentares), já que são as referidas participações orçamentárias os ponderadores destes índices (ver cálculo de construção dos índices de Laspeyeres e Stone no Capítulo 3).

Após a obtenção das participações orçamentárias e dos índices de preços das categorias de consumo e de alimentos, o passo seguinte foi a criação das variáveis demográficas que pudessem ter algum tipo de influência nas decisões de gasto das UCs. As variáveis selecionadas para aumentar o poder de explicação do sistema de demanda a ser estimado foram: número de pessoas no domicílio; número de mulheres; a presença de crianças e idosos; nível de instrução do responsável pelo domicílio; se o responsável é do gênero feminino; a região (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) em que se localiza o domicílio; se o domicílio se a UC estava situada em estrato urbano ou rural; e se estava situada em região metropolitana.

Por fim, foram tratadas as variáveis dependentes e independentes faltantes, sendo vasta a literatura disponível para a solução dos problemas decorrentes da sua ocorrência [ver Cameron e Trivedi (2006) para uma referência destes métodos]. A primeira hipótese adotada foi a de atribuir valor zero aos dados faltantes de participações orçamentárias. Em seguida, optou-se pela imputação dos valores faltantes de preços das categorias de consumo e de alimentos aplicando-se o preço médio observado no período da entrevista e na UF em que se localiza a UC⁵³. Por exemplo, se uma UC está localizada no Ceará e foi entrevistada em abril de 2003, e nesta não foram observados gastos com educação e recreação, aos dados faltantes de participação orçamentária das duas categorias serão atribuídos valor zero e aos dados de índices de preços será atribuído um índice construído a partir da variação média de preços observada pelos demais domicílios que tiveram estas despesas no mesmo período na UF.

⁵³ A imputação pela média se justifica pelo fato de cada um dos domicílios isoladamente não ser capaz de influenciar na determinação dos preços de mercados e exogeneidade desta informação, tendo em vista que os índices de preços que constam do IPCA terem sido obtidos no mercado de forma independente da pesquisa. Caso as informações de preços tivessem sido coletadas nos domicílios que responderam a pesquisa e esta informação tivesse sido utilizada no deflacionamento, poderia surgir um problema de correlação entre preços mais altos associados a rendas mais elevadas, por um efeito da melhor qualidade dos bens consumidos pelas UCs mais abastadas. Por não se considerar que este problema esteja presente nas informações sobre preços, o modelo com imputação pela média foi utilizado.

APÊNDICE B - TABELAS DE RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Tabela B-1 – Estimativas irrestritas do modelo LA/AIDS do primeiro estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	1,290 (0,011)	-0,080 (0,005)	0,005 (0,005)	0,515 (0,008)	-0,359 (0,010)	0,012 (0,006)	-0,383 (0,007)
ln(dispendio_total)	-0,113 (0,001)	0,017 (0,001)	0,003 (0,001)	-0,034 (0,001)	0,062 (0,001)	0,007 (0,001)	0,057 (0,001)
ln(preço_alimentos)	-0,039 (0,015)	0,007 (0,007)	0,044 (0,007)	-0,052 (0,012)	0,050 (0,013)	-0,014 (0,008)	0,005 (0,010)
ln(preço_alimentação_fora)	0,064 (0,011)	-0,034 (0,005)	0,002 (0,005)	0,005 (0,008)	0,002 (0,010)	-0,005 (0,006)	-0,034 (0,007)
ln(preço_vestuario)	0,191 (0,033)	-0,062 (0,015)	-0,093 (0,014)	-0,026 (0,025)	-0,017 (0,028)	-0,001 (0,017)	0,008 (0,022)
ln(preço_habitação_resid)	-0,067 (0,016)	-0,031 (0,007)	0,002 (0,007)	0,303 (0,012)	-0,109 (0,014)	-0,019 (0,008)	-0,078 (0,010)
ln(preço_trans_comunic)	-0,009 (0,017)	0,003 (0,008)	0,000 (0,007)	-0,021 (0,013)	-0,023 (0,015)	0,022 (0,009)	0,029 (0,011)
ln(preço_saúde)	0,095 (0,022)	0,036 (0,010)	-0,052 (0,010)	-0,090 (0,017)	0,025 (0,019)	0,002 (0,012)	-0,016 (0,015)
ln(preço_outros)	0,027 (0,026)	0,006 (0,012)	-0,056 (0,011)	-0,134 (0,020)	0,047 (0,022)	-0,007 (0,014)	0,117 (0,017)
moradores	0,026 (0,002)	-0,008 (0,001)	0,011 (0,001)	-0,020 (0,002)	-0,006 (0,002)	-0,005 (0,001)	0,003 (0,002)
moradores^2	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,054 (0,002)	0,005 (0,001)	0,004 (0,001)	0,058 (0,002)	-0,028 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,016 (0,002)
região metropolitana	-0,018 (0,003)	0,008 (0,001)	-0,010 (0,001)	-0,006 (0,002)	0,035 (0,002)	-0,013 (0,001)	0,006 (0,002)
sul	0,002 (0,003)	-0,004 (0,002)	0,007 (0,001)	0,009 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,011 (0,002)
centro-oeste	-0,005 (0,003)	-0,006 (0,001)	0,006 (0,001)	0,009 (0,002)	0,012 (0,003)	-0,006 (0,002)	-0,010 (0,002)
norte	0,015 (0,003)	0,007 (0,002)	0,016 (0,001)	-0,015 (0,002)	0,004 (0,003)	-0,016 (0,002)	-0,011 (0,002)
nordeste	0,029 (0,003)	0,002 (0,001)	0,008 (0,001)	-0,026 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,014 (0,001)	-0,002 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,005 (0,001)	0,007 (0,002)	-0,009 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,002 (0,001)
mulheres	-0,003 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,001 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,004 (0,001)	0,004 (0,001)
criança	0,022 (0,002)	-0,018 (0,001)	-0,020 (0,001)	0,017 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,041 (0,001)	-0,012 (0,002)
idoso	0,024 (0,002)	-0,004 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,008 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,013 (0,001)
sem instrução	0,054 (0,003)	-0,003 (0,001)	-0,009 (0,001)	-0,012 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,004 (0,001)	-0,018 (0,002)
superior	-0,023 (0,004)	-0,003 (0,002)	-0,010 (0,002)	0,020 (0,003)	-0,026 (0,003)	-0,015 (0,002)	0,057 (0,002)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

Tabela B-2 – Estimativas irrestritas do modelo QAIDS do primeiro estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	1,945 (0,052)	0,036 (0,026)	-0,229 (0,024)	0,378 (0,041)	-0,804 (0,046)	-0,329 (0,029)	0,003 (0,036)
ln(dispendio_total)	-0,260 (0,012)	-0,009 (0,006)	0,056 (0,005)	-0,002 (0,009)	0,163 (0,010)	0,084 (0,006)	-0,030 (0,008)
ln(dispendio_total)^2	0,008 (0,001)	0,001 (0,000)	-0,003 (0,000)	-0,002 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,004 (0,000)	0,005 (0,000)
ln(preço_alimentos)	-0,214 (0,026)	-0,024 (0,010)	0,107 (0,010)	-0,015 (0,016)	0,168 (0,020)	0,076 (0,012)	-0,098 (0,014)
ln(preço_alimentação_fora)	0,056 (0,012)	-0,036 (0,005)	0,005 (0,005)	0,007 (0,009)	0,007 (0,010)	-0,001 (0,006)	-0,039 (0,008)
ln(preço_vestuario)	0,237 (0,033)	-0,054 (0,015)	-0,109 (0,014)	-0,036 (0,025)	-0,048 (0,028)	-0,025 (0,018)	0,034 (0,022)
ln(preço_habitação_resid)	-0,068 (0,017)	-0,031 (0,007)	0,002 (0,007)	0,303 (0,012)	-0,108 (0,014)	-0,019 (0,009)	-0,078 (0,011)
ln(preço_trans_comunic)	0,101 (0,021)	0,022 (0,009)	-0,039 (0,008)	-0,044 (0,014)	-0,098 (0,019)	-0,035 (0,010)	0,093 (0,014)
ln(preço_saúde)	0,151 (0,023)	0,046 (0,011)	-0,072 (0,010)	-0,101 (0,017)	-0,013 (0,020)	-0,027 (0,013)	0,017 (0,015)
ln(preço_outros)	0,005 (0,026)	0,002 (0,012)	-0,048 (0,011)	-0,130 (0,020)	0,062 (0,023)	0,005 (0,014)	0,104 (0,018)
moradores	0,028 (0,002)	-0,007 (0,001)	0,010 (0,001)	-0,021 (0,002)	-0,007 (0,002)	-0,006 (0,001)	0,004 (0,002)
moradores^2	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,053 (0,002)	0,005 (0,001)	0,004 (0,001)	0,058 (0,002)	-0,028 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,016 (0,002)
região metropolitana	-0,019 (0,003)	0,008 (0,001)	-0,010 (0,001)	-0,006 (0,002)	0,035 (0,002)	-0,013 (0,001)	0,006 (0,002)
sul	0,002 (0,003)	-0,004 (0,002)	0,007 (0,001)	0,009 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,011 (0,002)
centro-oeste	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,001)	0,006 (0,001)	0,009 (0,002)	0,012 (0,003)	-0,007 (0,002)	-0,010 (0,002)
norte	0,016 (0,003)	0,007 (0,002)	0,015 (0,001)	-0,015 (0,002)	0,003 (0,003)	-0,017 (0,002)	-0,010 (0,002)
nordeste	0,030 (0,003)	0,002 (0,001)	0,007 (0,001)	-0,026 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,014 (0,001)	-0,002 (0,002)
responsável mulher	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,005 (0,001)	0,007 (0,002)	-0,010 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,002 (0,001)
mulheres	-0,003 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,001 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,004 (0,001)	0,004 (0,001)
criança	0,022 (0,002)	-0,018 (0,001)	-0,020 (0,001)	0,017 (0,002)	-0,030 (0,002)	0,040 (0,001)	-0,012 (0,002)
idoso	0,025 (0,002)	-0,003 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,007 (0,002)	-0,016 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,012 (0,001)
sem instrução	0,052 (0,003)	-0,003 (0,001)	-0,008 (0,001)	-0,012 (0,002)	-0,014 (0,002)	0,004 (0,001)	-0,019 (0,002)
superior	-0,031 (0,004)	-0,004 (0,002)	-0,007 (0,002)	0,021 (0,003)	-0,021 (0,003)	-0,011 (0,002)	0,053 (0,002)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

Tabela B-3 – Estimativas restritas do modelo LA/AIDS do primeiro estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	1,301 (0,011)	-0,081 (0,005)	0,000 (0,005)	0,516 (0,008)	-0,360 (0,010)	0,010 (0,006)	-0,385 (0,007)
ln(dispendio_total)	-0,114 (0,001)	0,017 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,034 (0,001)	0,062 (0,001)	0,007 (0,001)	0,057 (0,001)
ln(preço_alimentos)- ln(preço_outros)	0,051 (0,013)	0,004 (0,005)	-0,002 (0,005)	-0,061 (0,008)	0,027 (0,010)	-0,021 (0,007)	0,002 (0,008)
ln(preço_alimentação_fora)- ln(preço_outros)	0,004 (0,005)	-0,030 (0,005)	0,014 (0,004)	-0,009 (0,005)	0,013 (0,006)	0,013 (0,005)	-0,006 (0,006)
ln(preço_vestuário)- ln(preço_outros)	-0,002 (0,005)	0,014 (0,004)	0,030 (0,009)	-0,003 (0,006)	0,000 (0,007)	-0,014 (0,007)	-0,024 (0,008)
ln(preço_habitacão_resid)- ln(preço_outros)	-0,061 (0,008)	-0,009 (0,005)	-0,003 (0,006)	0,280 (0,011)	-0,070 (0,009)	-0,032 (0,007)	-0,107 (0,009)
ln(preço_trans_comunic)- ln(preço_outros)	0,027 (0,010)	0,013 (0,006)	0,000 (0,007)	-0,070 (0,009)	-0,021 (0,014)	0,024 (0,008)	0,027 (0,009)
ln(preço_saúde)- ln(preço_outros)	-0,021 (0,007)	0,013 (0,005)	-0,014 (0,007)	-0,032 (0,007)	0,024 (0,008)	0,022 (0,011)	0,008 (0,009)
moradores	0,026 (0,002)	-0,008 (0,001)	0,011 (0,001)	-0,020 (0,002)	-0,006 (0,002)	-0,005 (0,001)	0,003 (0,002)
moradores^2	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,053 (0,002)	0,004 (0,001)	0,004 (0,001)	0,058 (0,002)	-0,028 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,016 (0,002)
região metropolitana	-0,019 (0,003)	0,008 (0,001)	-0,010 (0,001)	-0,006 (0,002)	0,035 (0,002)	-0,013 (0,001)	0,006 (0,002)
sul	0,002 (0,003)	-0,004 (0,002)	0,007 (0,001)	0,009 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,011 (0,002)
centro-oeste	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,001)	0,006 (0,001)	0,008 (0,002)	0,012 (0,003)	-0,006 (0,002)	-0,011 (0,002)
norte	0,018 (0,003)	0,008 (0,001)	0,015 (0,001)	-0,016 (0,002)	0,005 (0,003)	-0,017 (0,002)	-0,012 (0,002)
nordeste	0,029 (0,003)	0,002 (0,001)	0,008 (0,001)	-0,027 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,013 (0,001)	-0,002 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,005 (0,001)	0,008 (0,002)	-0,009 (0,002)	0,000 (0,001)	0,002 (0,001)
mulheres	-0,003 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,001 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,004 (0,001)	0,004 (0,001)
criança	0,022 (0,002)	-0,018 (0,001)	-0,020 (0,001)	0,017 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,041 (0,001)	-0,012 (0,002)
idoso	0,024 (0,002)	-0,004 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,008 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,013 (0,001)
sem instrução	0,054 (0,003)	-0,003 (0,001)	-0,009 (0,001)	-0,012 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,004 (0,001)	-0,018 (0,002)
superior	-0,022 (0,004)	-0,003 (0,002)	-0,010 (0,002)	0,020 (0,003)	-0,026 (0,003)	-0,015 (0,002)	0,057 (0,002)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

Tabela B-4 – Estimativas restritas do modelo QAIDS do primeiro estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	1,936 (0,052)	-0,020 (0,025)	-0,223 (0,024)	0,412 (0,040)	-0,788 (0,045)	-0,330 (0,029)	0,012 (0,036)
ln(dispendio_total)	-0,257 (0,012)	0,004 (0,006)	0,054 (0,005)	-0,010 (0,009)	0,159 (0,010)	0,084 (0,006)	-0,032 (0,008)
ln(dispendio_total)^2	0,008 (0,001)	0,001 (0,000)	-0,003 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,005 (0,001)	-0,004 (0,000)	0,005 (0,000)
ln(preço_alimentos)- ln(preço_outros)	-0,112 (0,024)	-0,008 (0,008)	0,056 (0,009)	-0,044 (0,012)	0,136 (0,017)	0,065 (0,011)	-0,093 (0,012)
ln(preço_alimentação_fora)- ln(preço_outros)	-0,008 (0,008)	-0,029 (0,005)	0,015 (0,004)	-0,009 (0,005)	0,019 (0,007)	0,014 (0,005)	-0,003 (0,006)
ln(preço_vestuario)- ln(preço_outros)	0,056 (0,009)	0,015 (0,004)	0,013 (0,009)	-0,004 (0,007)	-0,038 (0,008)	-0,038 (0,008)	-0,006 (0,009)
ln(preço_habitação_resid)- ln(preço_outros)	-0,044 (0,012)	-0,009 (0,005)	-0,004 (0,007)	0,278 (0,011)	-0,079 (0,011)	-0,032 (0,008)	-0,111 (0,009)
ln(preço_trans_comunic)- ln(preço_outros)	0,136 (0,017)	0,019 (0,007)	-0,038 (0,008)	-0,079 (0,011)	-0,092 (0,019)	-0,030 (0,010)	0,083 (0,011)
ln(preço_saúde)- ln(preço_outros)	0,065 (0,011)	0,014 (0,005)	-0,038 (0,008)	-0,032 (0,008)	-0,030 (0,010)	-0,011 (0,012)	0,032 (0,010)
moradores	0,028 (0,002)	-0,008 (0,001)	0,010 (0,001)	-0,021 (0,002)	-0,007 (0,002)	-0,006 (0,001)	0,004 (0,002)
moradores^2	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,053 (0,002)	0,005 (0,001)	0,004 (0,001)	0,058 (0,002)	-0,028 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,016 (0,002)
região metropolitana	-0,020 (0,003)	0,008 (0,001)	-0,010 (0,001)	-0,006 (0,002)	0,035 (0,002)	-0,013 (0,001)	0,006 (0,002)
sul	0,003 (0,003)	-0,005 (0,002)	0,006 (0,001)	0,009 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,011 (0,002)
centro-oeste	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,001)	0,006 (0,001)	0,008 (0,002)	0,012 (0,003)	-0,007 (0,002)	-0,010 (0,002)
norte	0,020 (0,003)	0,008 (0,001)	0,014 (0,001)	-0,017 (0,002)	0,003 (0,003)	-0,018 (0,002)	-0,011 (0,002)
nordeste	0,030 (0,003)	0,002 (0,001)	0,008 (0,001)	-0,027 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,014 (0,001)	-0,002 (0,002)
responsável mulher	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,005 (0,001)	0,007 (0,002)	-0,010 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,002 (0,001)
mulheres	-0,003 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,001 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,004 (0,001)	0,004 (0,001)
criança	0,022 (0,002)	-0,018 (0,001)	-0,020 (0,001)	0,017 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,040 (0,001)	-0,012 (0,002)
idoso	0,024 (0,002)	-0,004 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,008 (0,002)	-0,016 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,012 (0,001)
sem instrução	0,052 (0,003)	-0,003 (0,001)	-0,009 (0,001)	-0,012 (0,002)	-0,014 (0,002)	0,004 (0,001)	-0,019 (0,002)
superior	-0,029 (0,004)	-0,004 (0,002)	-0,008 (0,002)	0,021 (0,003)	-0,021 (0,003)	-0,011 (0,002)	0,053 (0,002)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Alimentos; (2) Alimentação Fora de Casa; (3) Vestuário; (4) Habitação e Artigos de Residência; (5) Transporte e Comunicação; (6) Saúde; (7) Outros produtos e serviços.

Tabela B-5 – Estimativas irrestritas do modelo LA/AIDS do segundo estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	0,098 (0,006)	0,404 (0,014)	0,042 (0,011)	0,116 (0,007)	0,066 (0,008)	0,317 (0,008)	-0,043 (0,008)
ln(alimentos_total)	-0,001 (0,001)	-0,022 (0,002)	0,029 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,003 (0,001)	-0,034 (0,001)	0,032 (0,001)
ln(preço_bebidas)	-0,073 (0,009)	-0,003 (0,024)	0,078 (0,018)	-0,012 (0,011)	-0,040 (0,014)	0,003 (0,014)	0,047 (0,013)
ln(preço_carne)	0,017 (0,009)	-0,052 (0,023)	-0,004 (0,018)	-0,018 (0,011)	0,006 (0,013)	0,021 (0,014)	0,031 (0,013)
ln(preço_cereais)	-0,011 (0,006)	0,064 (0,015)	-0,153 (0,011)	0,133 (0,007)	0,010 (0,009)	0,057 (0,009)	-0,100 (0,008)
ln(preço_hortifrut)	0,006 (0,004)	0,029 (0,009)	0,059 (0,007)	-0,086 (0,004)	-0,026 (0,005)	-0,021 (0,005)	0,038 (0,005)
ln(preço_laticínios)	0,012 (0,012)	-0,003 (0,029)	0,049 (0,022)	-0,062 (0,014)	0,120 (0,017)	-0,068 (0,017)	-0,048 (0,016)
ln(preço_panificados)	0,002 (0,009)	-0,070 (0,022)	0,160 (0,017)	-0,060 (0,011)	-0,089 (0,013)	-0,081 (0,013)	0,138 (0,013)
ln(preço_demais)	0,008 (0,007)	-0,013 (0,018)	-0,001 (0,014)	0,025 (0,009)	-0,006 (0,010)	0,022 (0,011)	-0,035 (0,010)
moradores	-0,005 (0,001)	0,019 (0,003)	-0,018 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,004 (0,002)	0,023 (0,002)	-0,015 (0,002)
moradores^2	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,003 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,004 (0,001)	0,016 (0,003)	-0,072 (0,002)	0,024 (0,002)	0,041 (0,002)	0,041 (0,002)	-0,047 (0,002)
região metropolitana	0,007 (0,001)	-0,028 (0,003)	-0,026 (0,003)	0,007 (0,002)	0,025 (0,002)	0,031 (0,002)	-0,015 (0,002)
sul	0,015 (0,002)	-0,007 (0,004)	0,002 (0,003)	-0,006 (0,002)	0,008 (0,003)	-0,017 (0,003)	0,004 (0,002)
centro-oeste	0,006 (0,002)	0,014 (0,004)	0,025 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,022 (0,002)	-0,037 (0,002)	0,013 (0,002)
norte	-0,006 (0,002)	0,078 (0,005)	0,023 (0,004)	-0,013 (0,002)	-0,033 (0,003)	-0,029 (0,003)	-0,019 (0,003)
nordeste	-0,020 (0,001)	0,054 (0,004)	0,031 (0,003)	0,005 (0,002)	-0,019 (0,002)	-0,016 (0,002)	-0,035 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,001)	-0,014 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,010 (0,002)	0,007 (0,002)	0,001 (0,002)
mulheres	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,002)	-0,007 (0,001)	0,006 (0,001)	0,005 (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,001)
criança	-0,007 (0,001)	0,017 (0,003)	-0,014 (0,003)	0,011 (0,002)	0,004 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,011 (0,002)
idoso	-0,005 (0,001)	-0,030 (0,003)	0,008 (0,002)	-0,005 (0,001)	0,043 (0,002)	-0,012 (0,002)	0,002 (0,002)
sem instrução	-0,005 (0,001)	0,011 (0,004)	0,045 (0,003)	-0,018 (0,002)	-0,024 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,020 (0,002)
superior	0,020 (0,002)	-0,051 (0,005)	-0,068 (0,003)	0,028 (0,002)	0,048 (0,003)	0,028 (0,003)	-0,005 (0,003)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrut; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

Tabela B-6 – Estimativas irrestritas do modelo QUAIDS do segundo estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	0,256 (0,026)	-0,414 (0,062)	-0,479 (0,054)	0,003 (0,036)	0,509 (0,041)	0,862 (0,039)	0,262 (0,027)
ln(alimentos_total)	-0,042 (0,007)	0,188 (0,016)	0,163 (0,014)	0,022 (0,009)	-0,111 (0,010)	-0,174 (0,010)	-0,046 (0,007)
ln(alimentos_total)^2	0,003 (0,000)	-0,013 (0,001)	-0,008 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,007 (0,001)	0,009 (0,001)	0,005 (0,000)
ln(alimentos_total)	-0,075 (0,011)	0,011 (0,026)	0,087 (0,019)	-0,010 (0,014)	-0,048 (0,016)	-0,007 (0,016)	0,042 (0,014)
ln(preço_bebidas)	0,021 (0,009)	-0,076 (0,023)	-0,019 (0,018)	-0,022 (0,011)	0,019 (0,012)	0,037 (0,014)	0,040 (0,013)
ln(preço_carne)	0,015 (0,008)	-0,071 (0,019)	-0,240 (0,019)	0,115 (0,009)	0,083 (0,013)	0,147 (0,014)	-0,050 (0,010)
ln(preço_cereais)	0,010 (0,004)	0,008 (0,012)	0,046 (0,008)	-0,089 (0,005)	-0,014 (0,007)	-0,007 (0,007)	0,046 (0,006)
ln(preço_hortifrut)	0,001 (0,012)	0,055 (0,032)	0,087 (0,025)	-0,053 (0,015)	0,088 (0,020)	-0,108 (0,019)	-0,070 (0,017)
ln(preço_laticínios)	-0,020 (0,009)	0,043 (0,024)	0,232 (0,020)	-0,044 (0,012)	-0,150 (0,014)	-0,157 (0,017)	0,096 (0,014)
ln(preço_panificados)	0,006 (0,006)	-0,005 (0,019)	0,004 (0,014)	0,027 (0,008)	-0,011 (0,010)	0,017 (0,011)	-0,038 (0,011)
moradores	-0,004 (0,001)	0,013 (0,003)	-0,021 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,027 (0,002)	-0,013 (0,002)
moradores^2	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,003 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,004 (0,001)	0,016 (0,003)	-0,072 (0,002)	0,024 (0,002)	0,041 (0,002)	0,041 (0,002)	-0,047 (0,002)
região metropolitana	0,007 (0,001)	-0,028 (0,004)	-0,027 (0,003)	0,007 (0,001)	0,025 (0,002)	0,031 (0,002)	-0,015 (0,002)
sul	0,015 (0,002)	-0,008 (0,004)	0,001 (0,003)	-0,007 (0,002)	0,009 (0,002)	-0,016 (0,002)	0,005 (0,002)
centro-oeste	0,006 (0,001)	0,015 (0,004)	0,025 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,022 (0,002)	-0,037 (0,002)	0,012 (0,002)
norte	-0,006 (0,002)	0,077 (0,005)	0,022 (0,004)	-0,013 (0,002)	-0,033 (0,003)	-0,029 (0,003)	-0,018 (0,003)
nordeste	-0,019 (0,002)	0,051 (0,004)	0,029 (0,003)	0,004 (0,002)	-0,017 (0,002)	-0,014 (0,002)	-0,034 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,001)	-0,014 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,010 (0,002)	0,007 (0,002)	0,001 (0,002)
mulheres	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,002)	-0,007 (0,001)	0,006 (0,001)	0,005 (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,001)
criança	-0,007 (0,001)	0,017 (0,003)	-0,014 (0,003)	0,011 (0,002)	0,005 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,011 (0,002)
idoso	-0,005 (0,001)	-0,030 (0,003)	0,007 (0,002)	-0,005 (0,001)	0,043 (0,002)	-0,012 (0,002)	0,002 (0,002)
sem instrução	-0,004 (0,002)	0,011 (0,004)	0,045 (0,003)	-0,018 (0,002)	-0,024 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,020 (0,002)
superior	0,020 (0,001)	-0,049 (0,005)	-0,067 (0,005)	0,028 (0,002)	0,047 (0,002)	0,027 (0,002)	-0,006 (0,003)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrutí; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

Tabela B-7 – Estimativas restritas do modelo LA/AIDS do segundo estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	0,097 (0,006)	0,406 (0,014)	0,044 (0,011)	0,117 (0,007)	0,066 (0,008)	0,315 (0,008)	-0,045 (0,008)
ln(dispendio_total)	-0,001 (0,001)	-0,022 (0,002)	0,029 (0,001)	-0,007 (0,001)	0,003 (0,001)	-0,034 (0,001)	0,032 (0,001)
ln(preço_bebidas)- ln(preço_demais)	-0,061 (0,009)	0,019 (0,008)	-0,019 (0,005)	0,004 (0,003)	0,010 (0,009)	0,020 (0,007)	0,027 (0,006)
ln(preço_carnes)- ln(preço_demais)	0,019 (0,008)	-0,072 (0,022)	0,034 (0,011)	0,006 (0,007)	-0,011 (0,012)	0,005 (0,012)	0,020 (0,010)
ln(preço_cereais)- ln(preço_demais)	-0,019 (0,005)	0,034 (0,011)	-0,076 (0,010)	0,089 (0,005)	0,000 (0,007)	0,046 (0,007)	-0,074 (0,006)
ln(preço_hortifrut)- ln(preço_demais)	0,004 (0,003)	0,006 (0,007)	0,089 (0,005)	-0,089 (0,004)	-0,031 (0,005)	-0,028 (0,005)	0,049 (0,004)
ln(preço_laticínios)- ln(preço_demais)	0,010 (0,009)	-0,011 (0,012)	0,000 (0,007)	-0,031 (0,005)	0,117 (0,015)	-0,067 (0,010)	-0,017 (0,008)
ln(preço_panificados)- ln(preço_demais)	0,020 (0,007)	0,005 (0,012)	0,046 (0,007)	-0,028 (0,005)	-0,067 (0,010)	-0,045 (0,012)	0,070 (0,007)
Moradores	-0,005 (0,001)	0,019 (0,003)	-0,018 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,004 (0,002)	0,023 (0,002)	-0,015 (0,002)
moradores^2	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,003 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,003 (0,001)	0,016 (0,003)	-0,073 (0,002)	0,024 (0,002)	0,041 (0,002)	0,041 (0,002)	-0,047 (0,002)
região metropolitana	0,007 (0,001)	-0,028 (0,003)	-0,027 (0,003)	0,007 (0,002)	0,025 (0,002)	0,031 (0,002)	-0,015 (0,002)
Sul	0,015 (0,002)	-0,006 (0,004)	0,001 (0,003)	-0,006 (0,002)	0,008 (0,003)	-0,016 (0,003)	0,004 (0,002)
centro-oeste	0,006 (0,002)	0,015 (0,004)	0,025 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,022 (0,002)	-0,037 (0,002)	0,012 (0,002)
Norte	-0,006 (0,002)	0,079 (0,004)	0,023 (0,003)	-0,013 (0,002)	-0,036 (0,003)	-0,029 (0,003)	-0,020 (0,002)
Nordeste	-0,020 (0,001)	0,053 (0,004)	0,031 (0,003)	0,005 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,016 (0,002)	-0,033 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,001)	-0,014 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,010 (0,002)	0,007 (0,002)	0,001 (0,002)
Mulheres	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,002)	-0,007 (0,001)	0,006 (0,001)	0,005 (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,001)
Criança	-0,007 (0,001)	0,017 (0,003)	-0,014 (0,003)	0,011 (0,002)	0,004 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,011 (0,002)
Idoso	-0,005 (0,001)	-0,030 (0,003)	0,008 (0,002)	-0,005 (0,001)	0,043 (0,002)	-0,012 (0,002)	0,002 (0,002)
sem instrução	-0,005 (0,001)	0,010 (0,004)	0,046 (0,003)	-0,019 (0,002)	-0,024 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,020 (0,002)
superior	0,020 (0,002)	-0,050 (0,005)	-0,069 (0,003)	0,028 (0,002)	0,048 (0,003)	0,028 (0,003)	-0,005 (0,003)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifrut; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

Tabela B-8 – Estimativas restritas do modelo QUAIDS do segundo estágio

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
c	0,244 (0,026)	-0,360 (0,063)	-0,310 (0,054)	-0,089 (0,035)	0,484 (0,040)	0,852 (0,038)	0,179 (0,028)
ln(alimentos_total)	-0,039 (0,007)	0,175 (0,016)	0,119 (0,014)	0,046 (0,009)	-0,104 (0,010)	-0,172 (0,010)	-0,025 (0,007)
ln(alimentos_total)^2	0,002 (0,000)	-0,012 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,003 (0,001)	0,007 (0,001)	0,009 (0,001)	0,004 (0,000)
ln(preço_bebidas)- ln(preço_demais)	-0,063 (0,010)	0,025 (0,008)	-0,004 (0,006)	0,010 (0,004)	0,001 (0,009)	0,006 (0,008)	0,025 (0,005)
ln(preço_carnes)- ln(preço_demais)	0,025 (0,008)	-0,064 (0,021)	-0,032 (0,013)	-0,018 (0,008)	0,016 (0,012)	0,054 (0,012)	0,020 (0,010)
ln(preço_cereais)- ln(preço_demais)	-0,004 (0,006)	-0,032 (0,013)	-0,122 (0,015)	0,067 (0,006)	0,044 (0,011)	0,107 (0,012)	-0,059 (0,007)
ln(preço_hortifru)- ln(preço_demais)	0,010 (0,004)	-0,018 (0,008)	0,067 (0,006)	-0,099 (0,006)	-0,012 (0,006)	-0,002 (0,007)	0,055 (0,004)
ln(preço_laticínios)- ln(preço_demais)	0,001 (0,009)	0,016 (0,012)	0,044 (0,011)	-0,012 (0,006)	0,087 (0,016)	-0,112 (0,011)	-0,024 (0,008)
ln(preço_panificados)- ln(preço_demais)	0,006 (0,008)	0,054 (0,012)	0,107 (0,012)	-0,002 (0,007)	-0,112 (0,011)	-0,114 (0,015)	0,060 (0,008)
moradores	-0,004 (0,001)	0,013 (0,003)	-0,021 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,027 (0,002)	-0,013 (0,002)
moradores^2	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,003 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	0,001 (0,000)
estrato urbano	-0,003 (0,001)	0,016 (0,003)	-0,073 (0,002)	0,024 (0,002)	0,041 (0,002)	0,041 (0,002)	-0,047 (0,002)
região metropolitana	0,007 (0,001)	-0,028 (0,004)	-0,027 (0,003)	0,007 (0,001)	0,025 (0,002)	0,031 (0,002)	-0,015 (0,002)
sul	0,015 (0,002)	-0,008 (0,004)	0,001 (0,003)	-0,006 (0,002)	0,009 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,004 (0,002)
centro-oeste	0,006 (0,001)	0,016 (0,004)	0,025 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,022 (0,002)	-0,037 (0,002)	0,012 (0,002)
norte	-0,005 (0,002)	0,077 (0,004)	0,023 (0,003)	-0,013 (0,002)	-0,035 (0,003)	-0,028 (0,003)	-0,019 (0,002)
nordeste	-0,020 (0,001)	0,051 (0,004)	0,031 (0,003)	0,004 (0,002)	-0,019 (0,002)	-0,015 (0,002)	-0,032 (0,002)
responsável mulher	-0,003 (0,001)	-0,014 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,010 (0,002)	0,007 (0,002)	0,001 (0,002)
mulheres	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,002)	-0,007 (0,001)	0,006 (0,001)	0,005 (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,001)
criança	-0,007 (0,001)	0,017 (0,003)	-0,014 (0,003)	0,011 (0,002)	0,005 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,011 (0,002)
idoso	-0,005 (0,001)	-0,030 (0,003)	0,008 (0,002)	-0,006 (0,001)	0,043 (0,002)	-0,012 (0,002)	0,002 (0,002)
sem instrução	-0,005 (0,002)	0,011 (0,004)	0,046 (0,003)	-0,019 (0,002)	-0,024 (0,002)	-0,029 (0,002)	0,020 (0,002)
superior	0,020 (0,001)	-0,049 (0,005)	-0,067 (0,005)	0,029 (0,002)	0,047 (0,002)	0,027 (0,002)	-0,006 (0,003)

Nota: 1) Em parênteses estão registrados os valores dos desvios-padrão dos parâmetros estimados; 2) A ordem das equações é a seguinte: (1) Bebidas Não Alcoólicas; (2) Carnes, Aves e Peixes; (3) Cereais e Leguminosas; (4) Hortifruiti; (5) Laticínios; (6) Panificados e Farinhas; (7) Demais Alimentos.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)