

ALEXANDRE BRAGANÇA COELHO

A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2006

ALEXANDRE BRAGANÇA COELHO

A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 12 de abril de 2006

Frederico Andrade Tomich

Fernando T. Pongelupe Nogueira

Marília Fernandes Maciel Gomes

Erly Cardoso Teixeira

Danilo Rolim Dias de Aguiar
Orientador

AGRADECIMENTOS

À minha família, pelo incentivo e apoio em todos os momentos.

Ao professor Danilo Rolim Dias de Aguiar, pela orientação segura e paciência com todas as dúvidas.

Ao professor João Eustáquio de Lima, pelas sugestões e orientações que contribuíram para tornar este trabalho muito melhor.

Ao professor James S. Eales da Purdue University, pela recepção calorosa nos Estados Unidos da América e pelo auxílio constante, não só neste trabalho, como também na adaptação a um país e cultura diferentes no período de um ano em que lá estive.

À professora Marília Fernandes Maciel Gomes, pelos comentários e sugestões valiosas que contribuíram para o aperfeiçoamento deste trabalho.

Aos demais professores do DER-UFV, pelas aulas e lições que vão permanecer conosco por muito tempo.

Ao professor Brian W. Gould da University of Wisconsin, pelo auxílio com o programa econométrico utilizado neste estudo.

A Alla Golub, colega na Purdue University, pelo auxílio especialmente na utilização do Programa *MatLab*.

Aos funcionários do DER, em especial, Cida, Graça, Tedinha e Carminha, pela disposição alegre para auxiliar.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo auxílio financeiro, não só durante a duração do doutorado, mas também pela bolsa concedida para o período na Purdue University.

Aos amigos e colegas da pós-graduação do Curso de Economia Aplicada, especialmente Alexandre, Antônio José, Armando, Cida, Elaine, Marielce, Marivane, Patrícia, Rodrigo, Rubicleis e Silvio.

CONTEÚDO

	Página
LISTA DE QUADROS.....	v
LISTA DE FIGURAS	vi
LISTA DE TABELAS	vii
RESUMO.....	x
ABSTRACT.....	xii
1 – INTRODUÇÃO	1
1.1 - O problema e sua importância	1
1.2 – Hipóteses.....	6
1.3 – Objetivos	6
1.4 - Organização do estudo.....	7
2 – TEORIA DA DEMANDA.....	8
2.1 - Restrição Orçamentária	8
2.2 - Axiomas da Escolha.....	12
2.3 - O Problema dos Consumidores.....	15
2.4 – Dualidade	17
2.5 - Propriedades das funções de demanda	22
2.5.1 – Integrabilidade.....	26
2.6 - Especificando as funções de demanda.....	27
2.6.1 - A Questão da Identificação	29
2.6.2 - Formas Funcionais	29
2.6.2.1 - Modelos <i>ad hoc</i>	30
2.6.2.2 - Sistemas de demanda	32
2.6.2.2.1 - Formas Funcionais flexíveis	34

3 - DA TEORIA À PRÁTICA: QUESTÕES IMPORTANTES NA ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE DEMANDA	50
3.1 - A Questão da Separabilidade e da Agregação na estimação das funções de demanda	51
3.1.1 - O conceito de Separabilidade Fraca.....	51
3.1.2 Separabilidade Forte ou Aditividade das preferências.....	53
3.1.3 - Preferências Homotéticas.....	56
3.1.4 - Preferências quase-homotéticas	57
3.1.5 - Agregação de Bens.....	58
3.2 - Agregação dos Consumidores.....	59
3.2.1 - Agregação Linear Exata.....	59
3.2.2 - Agregação Não-Linear Exata.....	62
3.2.2.1 - Os casos PIGL e PIGLOG.....	64
3.3 - Séries de tempo versus corte seccional em estudos de demanda.....	68
3.4 - A questão dos preços nas Pesquisas de Orçamentos Familiares	69
3.5 - O uso da variável despesa total ou renda.....	70
3.6 - Estimação de equações de demanda no Brasil.....	72
3.6.1 - Primeiros estudos de demanda.....	72
3.6.2 - Estudos utilizando dados de corte seccional.....	73
3.6.3 - Estudos utilizando dados de séries de tempo	76
3.6.4 - Estimação de sistemas de demanda e modelos derivados de uma estrutura de preferências no Brasil	77
4 - METODOLOGIA E FONTE DE DADOS.....	80
4.1 - Efeito do uso de microdados na escolha da Metodologia.....	80
4.2 - Método Utilizado: o Procedimento de Shonkwiler & Yen.....	85
4.2.1 - O Problema das propriedades da demanda no Procedimento de Shonkwiler & Yen	91
4.2.2 - A questão dos preços no Procedimento de Shonkwiler & Yen ...	93
4.3 - Dados utilizados.....	96
4.3.1 - Características da POF 2002/2003.....	97
4.4 - Estratégia empírica	105
4.4.1 - Produtos escolhidos	105
4.4.2 - Amostra utilizada	106
4.4.3 - Descrição das variáveis utilizadas na estimação.....	106
5 - RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	117
5.1 - Resultados da estimação do primeiro estágio	117
5.1.1 – Modelo estimado	117

5.1.2 - Efeitos marginais das variáveis do primeiro estágio.....	125
5.2 - Resultados da estimação do segundo estágio	136
5.3 - Resultados utilizando a renda mensal familiar como variável	164
5.3.1 - Cálculo das elasticidades da demanda	165
5.4 - Estimativas das elasticidades-renda e preço para o açúcar.....	183
5.5 - Comparação dos resultados com outros estudos sobre demanda de alimentos no Brasil.....	185
6 - RESUMO E CONCLUSÕES	189
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	196
ANEXO 1	209
ANEXO 2.....	210
ANEXO 3.....	229

LISTA DE QUADROS

	Página
4.1 - Variáveis explicativas utilizadas no primeiro estágio de estimação do sistema de demanda.....	107
4.2 - Variáveis explicativas utilizadas no segundo estágio de estimação do sistema de demanda.....	108
5.1 - Variáveis explicativas utilizadas no primeiro estágio de estimação do sistema de demanda.....	118
5.2 - Variáveis explicativas utilizadas no segundo estágio de estimação do sistema de demanda.....	138

LISTA DE FIGURAS

	Página
2.1 - Interseção de conjuntos fechados $A(q^1)$ e $B(q^1)$	14
2.2 - Curvas de Indiferença convexas em relação à origem.....	15
2.3 - Curvas de Indiferença tipo Leontief.....	17
2.4 - Relação entre demanda Hicksiana, demanda Marshalliana, função de utilidade indireta e função dispêndio.....	22
3.1 - Preferências homotéticas.....	57
4.1 - Participação nas despesas de consumo monetária e não-monetária média mensal familiar, por tipos de despesa - Brasil - período 2002/2003.....	101

LISTA DE TABELAS

	Página
1.1 - Quantidade anual per capita de alimentos adquiridos para consumo no domicílio – Brasil-1974/1996	2
1.2 - Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária média mensal familiar, por situação do domicílio na ENDEF e na POF, segundo o tipo de despesa – Brasil -1974/2003	3
4.1 - Frequência de aquisição dos produtos alimentares	82
4.2 - Parcela média do gasto total com a cesta de 18 produtos alimentares	83
4.3 - Preços médios estaduais por produto, por unidade da federação – Brasil – 2002/2003.....	94
4.4 - Distribuição da despesa total média mensal familiar, segundo os tipos de despesa – Brasil – 2002-2003	99
4.5 - Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária mensal familiar, por tipos de despesa e segundo a situação do domicílio – Brasil – 2002-2003	100
4.6 - Distribuição percentual da despesa monetária e não-monetária mensal familiar com alimentação, por situação do domicílio, segundo o tipo de despesa – Brasil – 2002-2003	102
4.7 - Número de setores selecionados e domicílios esperados, selecionados e entrevistados, segundo as unidades da Federação – período 2002 – 2003	104
4.8 - Produtos alimentares selecionados para análise e estimação de sistema de demanda.	106
4.9 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar – Brasil – Período 2002 – 2003	109

4.10 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por grandes regiões – Brasil – Período 2002 – 2003.....	111
4.11 - População residente, por Grandes regiões, segundo classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar – janeiro de 2003	111
4.12 - População residente, por Grandes regiões, segundo classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar – valores relativos– janeiro de 2003.....	112
4.13 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por situação do domicílio, segundo os produtos – Brasil – Período 2002 – 2003	113
4.14 - Frequência de Distribuição do tamanho dos domicílios e composição familiar para a amostra utilizada.....	114
4.15 - Frequência de distribuição do nível educacional dos responsáveis pelos domicílios para a amostra utilizada.....	115
4.16 - Frequência de distribuição da variável raça dos responsáveis pelos domicílios para a amostra utilizada.....	116
4.17 - Frequência de distribuição de variáveis escolhidas para a amostra utilizada ..	116
5.1 - Resultados da estimação do primeiro estágio (decisão de aquisição do produto), Brasil, Período 2002 - 2003.....	120
5.2 - Efeitos marginais da variável Renda – Brasil – Período 2002 - 2003	127
5.3 - Efeitos marginais das variáveis Regionais – Brasil – Período 2002 - 2003.....	128
5.4 - Efeitos marginais da variável urbana – Brasil – Período 2002 - 2003	130
5.5 - Efeitos marginais das variáveis de nível educacional do responsável pelo domicílio – Brasil – Período 2002 - 2003	131
5.6 - Efeitos marginais das variáveis de raça – Brasil – Período 2002 - 2003	132
5.7 - Efeitos marginais da variável mulher – Brasil – Período 2002 - 2003.....	133
5.8 - Efeitos marginais da variável doméstica – Brasil – Período 2002 - 2003.....	134
5.9 - Efeitos marginais da variável geladeira – Brasil – Período 2002 - 2003	135
5.10 - Resultados da estimação do segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (equações de demanda), Brasil, 2002 - 2003	140
5.11 - Elasticidades-dispêndio da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	146
5.12 - Elasticidades-preço não-compensadas da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	149
5.13 - Elasticidades-preço compensadas da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	151
5.14 - Relações de substitubilidade e complementaridade bruta entre os produtos pesquisados – Brasil – Período 2002 – 2003	154

5.15 - Relações de substitubilidade e complementaridade líquida entre os produtos pesquisados – Brasil – Período 2002 – 2003	156
5.16 - Elasticidades-educacionais da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003	159
5.17 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável presença de geladeira – Brasil – Período 2002 – 2003	161
5.18 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável urbano – Brasil – Período 2002 - 2003	162
5.19 - Elasticidades-composição familiar da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	163
5.20 - Resultados da estimação do segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen, utilizando a renda mensal familiar, Brasil, 2002- 2003	166
5.21 - Elasticidades-renda da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003	169
5.22 - Elasticidades-preço não-compensadas da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003	170
5.23 - Elasticidades-preço compensadas da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	172
5.24 - Relações de substitubilidade e complementaridade bruta entre os produtos pesquisados – Brasil – Período 2002 – 2003	174
5.25 - Relações de substitubilidade e complementaridade líquida entre os produtos pesquisados – Brasil – Período 2002 – 2003	176
5.26 - Elasticidades da demanda para a variável nível educacional do responsável pelo domicílio – Brasil – Período 2002 - 2003	178
5.27 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável presença de geladeira – Brasil – Período 2002 – 2003	179
5.28 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável urbana – Brasil – Período 2002 - 2003	180
5.29 - Elasticidades-composição familiar da demanda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	181
5.30 - Elasticidades-dispêndio e preço cruzadas da demanda para a açúcar, calculadas por resíduo, para a especificação com gasto total – Brasil – Período 2002 - 2003.....	184
5.31 - Elasticidades-dispêndio e preço cruzadas da demanda para a açúcar, calculadas por resíduo, para a especificação com renda – Brasil – Período 2002 - 2003.....	185
5.32 - Comparação das elasticidades-renda entre vários estudos de demanda.....	186
5.33 - Comparação das elasticidades-preço não-compensadas para arroz e feijão	188
5.34 - Comparação das elasticidades-preço compensadas para arroz e feijão.....	188

RESUMO

COELHO, Alexandre Bragança, D.S., Universidade Federal de Viçosa, abril 2006.
A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003. Orientador: Danilo Rolim Dias de Aguiar. Conselheiros: João Eustáquio de Lima e Marcelo José Braga.

A demanda de alimentos no Brasil tem sofrido modificações importantes nas últimas décadas causadas por transformações estruturais, tais como aumento da urbanização, modificação da composição etária da população, aumento da presença de mulheres na força de trabalho, entre outras. Diante desse quadro de mudanças, é essencial conhecer o padrão de consumo das famílias de forma a se poder aperfeiçoar as decisões do governo, dos agricultores e dos empresários do setor de processamento e distribuição de alimentos. Porém, quando se examina a literatura sobre análise de demanda no Brasil, nota-se uma carência de estudos recentes que sejam, ao mesmo tempo, abrangentes e metodologicamente rigorosos. Dessa forma, o objetivo deste estudo foi determinar o padrão da demanda de alimentos no Brasil por meio da estimação de um sistema de demanda com dezoito tipos de alimentos, com base nos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada em 2002/2003, em todo território nacional, pelo IBGE. Esses dados permitiram a construção de preços para cada família e a estimação de funções de demanda que possibilitaram captar a heterogeneidade entre elas. A forma funcional utilizada nas funções de demanda estimadas neste trabalho foi o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS). O modelo QUAIDS possui a flexibilidade de curvas de Engel não-lineares e, ao mesmo tempo, é derivado de uma estrutura de preferências. A estimação do sistema de demanda foi feita por meio do Procedimento de Shonkwiler e Yen. Este procedimento utiliza dois estágios de estimação para lidar com a natureza censurada dos dados. O primeiro estágio consiste nas chamadas “equações de seleção”, que examinam os determinantes da decisão do consumidor em consumir ou não um determinado

produto. Os resultados deste estágio são utilizados para computar uma variável que é usada como instrumento para incorporar as variáveis latentes censuradas na estimação do segundo estágio. Os resultados da estimação do primeiro estágio foram, de forma geral, de acordo com o esperado. A probabilidade de aquisição dos produtos básicos variou negativamente com renda mensal familiar, enquanto as carnes, leite e demais produtos mostraram influência positiva da renda. As variáveis regionais também foram importantes na explicação da aquisição de diversos produtos, assim como as variáveis educacionais e as diferenças entre o meio rural e urbano. Os resultados da estimação do segundo estágio foram um pouco mais problemáticos do que o primeiro. Duas especificações foram utilizadas: a primeira com a variável gasto total e a segunda com a renda mensal familiar. Com a primeira especificação, as elasticidades-dispêndio calculadas foram muito elevadas para os produtos básicos. A segunda especificação mostrou elasticidades-renda mais compatíveis com o esperado, mas houve um aumento não desprezível na quantidade de coeficientes não-significativos. De forma geral, levando em conta os resultados da segunda especificação, há uma predominância de bens normais na cesta pesquisada e não foi encontrado nenhum bem inferior. Os bens superiores encontrados foram: carne bovina de primeira, banana, queijos e leite em pó. Em relação aos preços, a maior parte dos coeficientes não foi significativa. As elasticidades-preço diretas compensadas e não compensadas calculadas ficaram acima do esperado, indicando respostas elásticas para produtos básicos com poucos substitutos. Em relação às medidas de heterogeneidade, as variáveis mais importantes foram a composição familiar, o tamanho da família, a presença de geladeira no domicílio e a escolaridade do responsável pelo domicílio. Domicílios com crianças tenderam a apresentar maior consumo de leite, como esperado, e foi encontrada uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos.

ABSTRACT

COELHO, Alexandre Bragança, D.S., Universidade Federal de Viçosa, April 2006.
Food demand in Brazil, 2002/2003. Adviser: Danilo Rolim Dias de Aguiar.
Committee members: João Eustáquio de Lima and Marcelo José Braga.

Food demand in Brazil has undergone major changes in the last few decades caused by structural changes, such as urbanization, changes in demographics and increase in women participation in the labor force, so it's important to know families' consumption patterns thoroughly in order to enhance government policies and to help agricultural and food industry decision makers. Nevertheless, Brazilian literature in demand analysis field has been lacking studies which are rigorous and complete. Thus, this study objective is to estimate a demand system including eighteen food products using POF 2002/2003 data. POF 2002/2003 is the Brazilian household survey and it allowed the construction of prices for each product and family and enabled heterogeneity accounting. The functional form used was *Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)*, which is flexible, has non-linear Engel curves and it is derived from a preference structure. The approach to estimation was Shonkwiler and Yen Procedure. This is a two-step estimation procedure to deal with censored dependent variables. Within the first step (purchase decisions), consumer decisions determinants on whether to buy or not a product are estimated. In the second step, first step results are used to correct the estimation. First step estimation results were according to expectations. Purchase probabilities of staples foods were negative related to family monthly income, while meat, milk and other products showed a positive relation. Regional, educational and urbanization variables were also important in the first stage. Second stage results were more problematic than the first ones. Two specifications were used: the first, using food expenditure and the second, using family monthly income. In the former, staple foods expenditure elasticities were

very high. In the latter, income elasticities were more reasonable, although an increase in the number of not significant coefficients happened at the same time. Generally, in the second specification, there was a predominance of normal goods and there was no inferior good. Prime cut beef, banana, cheese and powder milk were found to be superior goods. Compensated and non compensated price elasticities were above expectation, with staple food having elastic responses. Concerning the heterogeneity variables, family composition, family size, refrigerator ownership and education of the family head were the most important in the system. Families with children consume more milk and it was found a negative relation between consumption of staple foods and education.

1 – INTRODUÇÃO

1.1 - O problema e sua importância

A demanda de alimentos no Brasil tem sofrido modificações importantes nas últimas décadas. Fatores como urbanização, composição etária, presença de mulheres na força de trabalho e outras transformações estruturais influenciam o montante despendido e a composição da cesta de alimentos consumida por família, impondo novos desafios aos produtores e ao governo. Além disso, o aumento, ainda que tímido, do grau de instrução escolar e da renda *per capita* potencializam estas transformações, pois aumentam a consciência sobre o consumo de alimentos nutritivos e com menores riscos à saúde. Diante deste quadro de mudanças, é importante conhecer o novo padrão de consumo das famílias de forma a se poder aperfeiçoar as decisões do governo, dos agricultores e dos empresários do setor de processamento e distribuição de alimentos.

Na formulação de políticas públicas, o conhecimento adequado dos padrões de comportamento da demanda é fundamental (Batalha et al., 2005). Neste início do século XXI, políticas de transferência de renda e programas de segurança alimentar têm crescido em âmbito federal e estadual, sendo consideradas, por muitos, como complementares ao processo de crescimento econômico, no sentido de diminuir as disparidades de renda, a miséria e a fome no país. Entretanto, para que estas políticas sejam formuladas corretamente, é indispensável saber como as mudanças de renda afetarão o consumo de alimentos das famílias atingidas e como tem evoluído o consumo dos diversos produtos nos diferentes estratos de renda. Há também que se levar em consideração as disparidades regionais marcantes existentes no país, assim

como as diferenças entre os meios urbano e rural, ou seja, é necessário se conhecer até que ponto os padrões de mudança na demanda de alimentos divergem entre regiões e o efeito destas divergências na disponibilidade interna de alimentos.

Outro tipo importante de política governamental que requer conhecimentos aprofundados sobre o padrão de demanda diz respeito à questão do abastecimento e da disponibilidade de alimentos, uma vez que os padrões de consumo tendem a mudar ao longo do tempo. Por exemplo, tem sido observada, nas últimas décadas, uma diminuição do consumo *per capita* de determinados alimentos como arroz e feijão (Hoffmann, 1995), em detrimento de outros, tais como frutas, legumes e carnes (Tabela 1.1). O conhecimento adequado das funções de demanda permite determinar como mudanças no perfil de distribuição de renda afetam a procura por tipo de produto alimentar, facilitando o planejamento do abastecimento interno. Além disso, conhecendo-se corretamente a demanda, é possível indicar quais produtos deveriam obter maior incentivo de produção de forma a garantir o abastecimento em diferentes cenários de mudança de renda.

Tabela 1.1 - Quantidade anual per capita de alimentos adquiridos para consumo no domicílio (1) – Brasil-1974/1996

Produtos selecionados	Quantidade anual per capita de alimentos adquiridos para consumo no domicílio (kg)		
	ENDEF (3) 1974-1975	POF (4) 1987-1988	POF (4) 1995-1996
Arroz Polido	31,571	29,725	26,483
Feijão	14,698	12,134	10,189
Batata-inglesa	13,415	13,114	9,218
Farinha de mandioca	5,207	4,679	3,765
Macarrão	5,205	4,274	4,084
Carne Bovina	16,161	18,509	20,800
Frango	24,249	22,837	22,679
Leite de vaca pasteurizado (2)	40,015	62,435	51,360
Alimentos preparados	1,706	1,376	2,718

Fonte: IBGE (2004b).

(1) Regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre e Brasília.

(2) As quantidades foram transformadas em kg, considerando-se volume igual a peso.

(3) Estudo Nacional de Despesas Familiares, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

(4) Pesquisa de Orçamentos Familiares, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Outra função do governo que não prescinde do conhecimento dos padrões de demanda é o controle inflacionário. O gasto com alimentação, apesar de perder importância nas últimas décadas, ainda é o segundo mais importante na participação das despesas das famílias, com 20,75% do total (Tabela 1.2). Além disso, o item alimentação é o de maior peso no orçamento para famílias da zona rural e para as de baixa renda, notadamente nas regiões Norte e Nordeste. Segundo a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002/2003, do IBGE, para famílias de baixa renda (até dois salários mínimos mensais), estes gastos ainda representam 32,7% do total, ou seja, praticamente um terço das despesas totais dessas famílias (IBGE, 2004a). Por isso, os alimentos têm peso considerável nos índices de inflação. Assim, é de vital importância determinar quais produtos teriam maior variação de preços diante de eventuais choques de oferta e como as quantidades demandadas comportam-se frente às variações de preços. Isso seria possível apenas com a correta formulação e estimação de sistemas de demanda que permitissem estimativas confiáveis das elasticidades-preço.

Tabela 1.2 - Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária média mensal familiar, por situação do domicílio na ENDEF e na POF, segundo o tipo de despesa – Brasil -1974/2003

Tipos de despesa	Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária média mensal familiar					
	Total		Situação do domicílio			
			Urbana		Rural	
	ENDEF 1974-1975	POF 2002-2003	ENDEF 1974-1975	POF 2002-2003	ENDEF 1974-1975(1)	POF 2002-2003
Alimentação	33,91	20,75	30,13	19,58	53,24	34,12
Habitação	30,41	35,5	32,65	36,11	17,84	28,86
Transportes	11,23	18,44	11,93	18,49	7,5	17,88
Assistência à saúde	4,22	6,49	4,05	6,59	5,03	5,39
Educação	2,28	4,08	2,58	4,32	0,87	1,46
Outros	17,95	14,74	18,66	14,91	15,52	12,49

Fonte: POF (2004b).

(1) Com exceção das áreas rurais das regiões Norte e Centro-Oeste.

O conhecimento dos padrões de demanda de alimentos não é, obviamente, útil apenas ao governo. Agricultores e empresários dos setores de processamento, distribuição e varejo também se beneficiam de estimativas confiáveis das funções de demanda (Batalha et al., 2005). Por exemplo, é necessário saber quais produtos serão mais atraentes em diferentes cenários de crescimento e distribuição de renda para o correto planejamento de investimentos. Além disso, com as funções de demanda

regionais, é possível determinar quais mercados mostram-se mais promissores em termos de aumentos de demanda. As políticas de preço também podem ser aperfeiçoadas, segmentando-as por produto e região.

Dessa forma, fica claro que a base de muitas das informações necessárias para auxiliar as decisões de governo, agricultores e empresários encontra-se nos parâmetros das funções de demanda. Muitos estudos procuraram, assim, estimar elasticidades-renda e elasticidades-preço da demanda para alimentos no Brasil. Há uma série de estudos que estimam elasticidades para um único produto ou para uma categoria de produtos (carnes, laticínios etc.). Por exemplo, Brandt et al. (1973) estimam elasticidade-preço e renda para a carne bovina para a cidade de Manaus usando dados mensais para o período de janeiro de 1970 a dezembro de 1971. Fiallos (1982) utiliza séries temporais para calcular a equação de demanda para o tomate em São Paulo e Campinas. Já Bacchi (1989) usa uma função de demanda linear e o conceito de separabilidade fraca para estimar funções de demanda para a carne bovina no Brasil usando séries anuais de 1957-87.

Outros trabalhos procuraram estimar elasticidades para vários produtos ao mesmo tempo. Por exemplo, Furtuoso (1981) utiliza dados do Estudo Nacional de Despesas Familiares de 1975/1975 (ENDEF 1974/75) para calcular elasticidades-renda da demanda para várias categorias de produtos alimentares, com o objetivo de determinar o efeito de uma redistribuição de renda sobre a demanda de alimentos no estado de São Paulo. Musgrove (1986) também utiliza dados do ENDEF 1974/75 para estimar elasticidades-preço e renda para vários produtos alimentares. Além disso, ele procura mensurar o efeito do tamanho da família no consumo de alimentos. Hoffman (2000) usa dados da POF 1995/96 do IBGE e o modelo poligonal com três segmentos para estimar elasticidades-renda para vários produtos alimentares. Thomas et al. (1991) utilizam o modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) para analisar os padrões de consumo da população brasileira usando dados do ENDEF 1974/75. A preocupação é centrada principalmente no consumo alimentar, com produtos bastante desagregados. Este trabalho procura identificar também o impacto da composição familiar na demanda de alimentos, identificando, por exemplo, impactos diferentes para a presença de crianças (ovos e laticínios consumidos em maior proporção) e mulheres adultas (maior consumo de hortaliças).

Porém, apesar de existirem estudos que fornecem estimativas de elasticidades da demanda para vários alimentos, nota-se uma carência de trabalhos recentes que

sejam, ao mesmo tempo, abrangentes e metodologicamente rigorosos. Nas décadas de 70 e 80, houve um grande número de estudos sobre demanda de alimentos no Brasil, incorporando uma infinidade de formas funcionais e bases de dados¹. Entretanto, apesar de contribuírem para uma melhor compreensão dos padrões de consumo de alimentos no país através da geração de estimativas de elasticidades, grande parte destes trabalhos não se preocupou em deduzir as funções de demanda estimadas de uma estrutura de preferências dos consumidores, de acordo com a Teoria do Consumidor. Assim, são necessários ainda estudos de demanda que examinem esta questão e permitam estimativas atualizadas das funções de demanda.

Outro ponto importante é a escolha do tipo de dados a serem utilizados nos estudos de demanda de alimentos. A maior parte dos estudos utiliza séries temporais, seja pela maior disponibilidade seja pela facilidade de utilização. Entretanto, a maior parte dos dados de séries temporais é composta por dados agregados e há uma série de condições que devem ser observadas para que a teoria da demanda seja aplicável na forma agregada da mesma forma que na forma individual (Deaton e Muellbauer, 1980a). Por outro lado, nos trabalhos que utilizam dados de seção cruzada, muitos não incluem os preços, estimando curvas de Engel ao invés de funções de demanda (Hoffmann, 2000). Este procedimento pode distorcer as estimativas das elasticidades-renda, pois os preços certamente são diferentes para cada consumidor e afetam a quantidade demandada de cada um deles de forma diferente. Assim, a hipótese usual de preços iguais para todos os consumidores pode representar um grave erro de especificação (Cox e Wohlgenant, 1986).

Dessa forma, apesar do grande número de estudos sobre demanda de alimentos no Brasil realizados nas décadas anteriores, há necessidade ainda de trabalhos que, além de aproveitarem os dados recentemente tabulados pelo IBGE (POF 2002/2003), incorporem preocupações metodológicas atuais e sejam, ao mesmo tempo, abrangentes e confiáveis.

Neste trabalho, são utilizados os dados da POF 2002/2003. Esta pesquisa, feita em todo território nacional, permite a construção de preços para cada família e estimação de funções de demanda que levem em conta a heterogeneidade entre elas. Além disso, a POF permite a estimação de demandas para produtos individuais, como arroz, feijão, carne de boi etc. e não apenas categorias mais amplas (como cereais,

¹ Ver o capítulo 3 para uma descrição detalhada destes estudos.

carnes, laticínios etc.), o que permite comparações mais específicas entre elasticidades-preços.

A forma funcional utilizada nas funções de demanda deste trabalho é o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS). Este modelo é uma generalização do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS), muito utilizado em estudos de demanda de alimentos. O modelo QUAIDS possui a flexibilidade de curvas de Engel não-lineares e, ao mesmo tempo, é derivado de uma estrutura de preferências. Como a renda varia entre as famílias e as elasticidades-renda variam para cada produto, os efeitos da renda para cada família em diferentes pontos de distribuição de renda devem ser completamente captados de forma a estimar elasticidades compatíveis com a realidade. O modelo QUAIDS, ao adicionar um termo quadrático do gasto total, permite esta flexibilidade e ainda garante a integrabilidade do sistema.

1.2 – Hipóteses

As hipóteses principais do trabalho são as seguintes:

- As funções de demanda de alimentos dos consumidores brasileiros são derivadas de uma estrutura de preferências, ou seja, são consistentes com a Teoria da demanda;
- Fatores como localização, escolaridade, região, composição da família, raça e outras influenciam as funções de demanda das famílias;
- Os produtos básicos (arroz, feijão, farinha de mandioca) devem possuir elasticidades-preço e renda menores que produtos como carnes, leite e frutas;
- As elasticidades-renda são diferentes para cada estrato de renda, com valores mais altos nos menores estratos.

1.3 - Objetivos

Determinar o padrão da demanda de alimentos no Brasil neste início de século XXI. Especificamente, pretende-se:

- Estimar um sistema de demanda derivado de uma estrutura de preferências dos consumidores brasileiros para 18 produtos alimentícios;

- Determinar a resposta no consumo de alimentos de alterações da renda e dos preços no Brasil e em suas regiões;
- Identificar as diferenças regionais na demanda de alimentos, assim com as disparidades entre meio urbano e rural.
- Identificar os efeitos da escolaridade, raça, composição das famílias e outras medidas de heterogeneidade entre os consumidores nos padrões de demanda dos consumidores brasileiros.

1.4 – Organização do estudo

Este trabalho está organizado em seis capítulos: depois dessa introdução, o capítulo dois apresenta uma revisão da teoria da demanda. O capítulo três apresenta as principais questões envolvidas na estimação de equações de demanda, além de uma revisão dos estudos de demanda realizados no país. No capítulo quatro, a metodologia adotada e os dados utilizados são apresentados em maior detalhe. O capítulo cinco traz os resultados e a discussão da estimação do sistema de demanda. Por fim, o capítulo seis apresenta as conclusões deste estudo.

2 – TEORIA DA DEMANDA²

2.1 - Restrição Orçamentária

O ponto de partida para compreender a teoria da demanda é a restrição orçamentária. É interessante notar que ela precede a discussão sobre as preferências dos consumidores e prescinde desta última para gerar propriedades como a aditividade e a homogeneidade das funções de demanda. Considerando uma restrição orçamentária linear³, tem-se:

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i = x, \quad (2.1)$$

em que

p_i = preço do bem i ;

q_i = quantidade do bem i ;

x = dispêndio total com n bens.

O uso do sinal de igualdade pressupõe que o consumidor irá sempre atingir o limite superior do seu conjunto de possibilidades, o que implica a não-saciedade dos

² A referência básica desse capítulo é o livro de Deaton e Muellbauer (1980a), capítulos 1 a 4.

³ Para uma boa discussão de não-linearidades da restrição orçamentária e suas conseqüências, além de outros problemas como indivisibilidades e incerteza, ver Deaton e Muellbauer (1980a), cap. 1.

consumidores. Além disso, a especificação matemática pressupõe que o dispêndio x é determinado separadamente da decisão de o que adquirir.

Assumindo que as funções de demanda existem, elas podem ser expressas por:

$$q_i = g_i(p, x) \quad \forall i = 1, \dots, n, \quad (2.2)$$

em que

g_i é uma forma funcional não especificada;

p é um vetor de todos os preços p_i .

Todos os preços e o nível de dispêndio x são considerados dados pelos consumidores. Esta relação representada em (2.2) é conhecida como Demanda Marshaliana ou não-compensada. Substituindo (2.2) em (2.1), obtém-se:

$$\sum_{i=1}^n p_i g_i(p, x) = x. \quad (2.3)$$

Essa relação requer a imposição do primeiro grupo de restrições sobre as funções de demanda. Nem todas as formas funcionais são capazes de satisfazer (2.3) sem a imposição de restrições que não sejam muito fortes ou incompatíveis com a realidade. Esta restrição é conhecida como Restrição de aditividade. Ela significa que as demandas Marshalianas devem satisfazer à restrição orçamentária. Ela é uma restrição no sentido de que, dadas (n-1) demandas e a restrição orçamentária, a enésima demanda está completamente determinada.

A Restrição de aditividade pode ser expressa de algumas outras formas. Derivando (2.3) em relação a x :

$$\sum_i p_i \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial x} = 1 \quad (2.4)$$

Multiplicando e dividindo o lado esquerdo de (2.4) por $\frac{q_i}{x}$:

$$\sum_i \frac{p_i q_i}{x} \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial x} \frac{x}{q_i} = 1 \quad (2.5)$$

Fazendo:

$$w_i = \frac{p_i q_i}{x} = \text{parcela do dispêndio total com o bem } i;$$

$$e_i = \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial x} \frac{x}{q_i} = \text{elasticidade-dispêndio do bem } i;$$

tem-se

$$\sum_i w_i e_i = 1. \quad (2.6)$$

Esta expressão é conhecida como Restrição de Engel e informa que a Restrição de aditividade significa que a soma das elasticidades-dispêndio ponderadas pela parcela de dispêndio total do bem deve se igualar a 1.

Outra opção é derivar (2.3) com respeito ao preço de determinado bem j :

$$\sum_{i \neq j} p_i \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial p_j} + q_j = 0 \quad (2.7)$$

Multiplicando (2.7) por $\frac{p_j}{x}$:

$$\sum_{i \neq j} \frac{p_i}{x} \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial p_j} p_j + \frac{q_j p_j}{x} = 0 \quad (2.8)$$

Multiplicando e dividindo o primeiro termo do lado esquerdo de (2.8) por q_i :

$$\sum_{i \neq j} \frac{p_i q_i}{x} \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} + w_j = 0$$

$$\sum_{i \neq j} w_i e_{ij} + w_j = 0 \quad (2.9)$$

em que

e_{ij} = elasticidade-preço cruzada da demanda do bem i em relação ao preço do bem j .

A equação (2.9) é conhecida como Restrição de Cournot. Ambas as restrições, de Engel e de Cournot, mostram que mudanças nos preços e no dispêndio total devem causar mudanças nas quantidades adquiridas de forma que a restrição orçamentária não seja violada. Assim, quando as parcelas de dispêndio se alteram, as elasticidades também vão ter que se modificar para que a aditividade seja observada⁴.

Outra restrição derivada da linearidade da restrição orçamentária é a restrição de homogeneidade. Como a restrição orçamentária é linearmente homogênea em x e p , o vetor q pode satisfazê-la para qualquer múltiplo de p e x . Assim, multiplicando todos os preços e o dispêndio total por q em (2.1) ($q > 0$), chega-se a:

$$\begin{aligned}\sum_i q(p_i q_i) &= qx \\ q \sum_i p_i q_i &= qx \\ \sum_i p_i q_i &= x, \text{ ou seja, } g_i(qp, qx) = g_i(p, x), \forall i \quad (2.10)\end{aligned}$$

A expressão (2.10) implica que as funções de demanda são homogêneas de grau zero nos preços e no dispêndio total. Ela também pode ser expressa através de elasticidades. Diferenciando totalmente a demanda marshalliana, obtém-se:

$$\begin{aligned}dq_i &= \sum_{j=1}^n \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right) dp_j + \left(\frac{\partial q_i}{\partial x} \right) dx \\ \frac{dq_i}{q_i} &= \sum_{j=1}^n \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right) \left(\frac{p_j}{q_i} \right) \left(\frac{dp_j}{p_j} \right) + \left(\frac{\partial q_i}{\partial x} \right) \left(\frac{x}{q_i} \right) \left(\frac{dx}{x} \right) \\ \dot{q}_i &= \sum_{j=1}^n e_{ij} \dot{p}_j + e_i \dot{x}\end{aligned}$$

Em que o ponto sobre a variável indica uma variação percentual. Entretanto, da condição de homogeneidade, sabe-se que, se as mudanças percentuais de preço e dispêndio forem iguais, a quantidade demandada permanece a mesma, ou seja, se $\dot{p}_j = I$ e $\dot{x} = I$ ($I \neq 0$), então $\dot{q} = 0$. Assim:

$$\sum_{j=1}^n I(e_{ij} + e_i) = 0$$

⁴ Esta constatação parece trivial, mas vai ser importante quando se examinar a adequação das formas funcionais das funções de demanda, especialmente as funções de demanda log-log.

$$\sum_{j=1}^n e_{ij} + e_i = 0 \quad (2.11)$$

O significado da restrição de homogeneidade é de que os consumidores não têm ilusão monetária, ou seja, a unidade em que preços e dispêndio são medidos não tem efeito no comportamento dos consumidores.

É importante notar que todas as restrições derivadas acima não dependem das preferências dos consumidores, mas apenas da restrição orçamentária linear.

2.2 – Axiomas da Escolha

No item anterior, assumiu-se a existência de funções de demanda. A partir de agora, as fundações daquela hipótese serão construídas com o desenvolvimento do conceito de preferências. Assim, assumindo alguns axiomas que definem como as escolhas dos consumidores se comportam, pode-se caracterizar completamente o problema da escolha como um problema de maximização com restrição da função utilidade. Os axiomas a seguir são necessários e suficientes para garantir a existência de uma função utilidade que será escolhida para representar as preferências dos consumidores, refletindo seu ordenamento⁵. Estes axiomas são definidos sob um conjunto de escolhas; geralmente compras individuais de bens são o objeto de escolha dos consumidores.

Os seis axiomas da escolha são⁶:

1) **Reflexividade:** Para qualquer cesta de bens q , tem-se que $q \succsim q$.

Este axioma significa que qualquer cesta é tão boa quanto ela mesma. Ele é necessário matematicamente, mas é trivial se o conjunto de escolhas é definido corretamente.

⁵ Deaton e Muellbauer (1980a) apresentam uma boa discussão sobre a necessidade ou não do conceito de preferências (e utilidade) na descrição do comportamento dos consumidores. Resumidamente, a real importância do uso de preferências e do conceito de utilidade na visão deles é permitir a utilização de uma linguagem comum para discutir o comportamento dos consumidores.

⁶ q^i são vetores indicando diferentes cestas de bens e os símbolos \succsim e \sim significam “ao menos tão bom quanto” e “tão bom quanto”, respectivamente.

2) **Completitude (ou comparabilidade):** Para quaisquer duas cestas q^1 e q^2 no conjunto de oportunidades, $q^1 \succsim q^2$ ou $q^1 \times q^2$.

Este axioma afirma que quaisquer cestas podem ser comparadas. Como as duas condições podem ocorrer simultaneamente, neste caso o consumidor seria indiferente entre elas, ou seja, $q^1 \sim q^2$. Como o consumidor pode comparar todas as cestas, a relação de preferências é dita completa.

3) **Transitividade:** Se $q^1 \succsim q^2$ e $q^2 \succsim q^3$, então $q^1 \succsim q^3$.

Este axioma afirma que o consumidor é consistente e não se contradiz em suas escolhas.

Estes três primeiros axiomas garantem o que é conhecido como pré-ordenamento ou ordenamento das preferências. O ordenamento garante que os consumidores são capazes de ordenar quaisquer cestas de bens e o fazem de forma consistente. Entretanto, isto ainda não é suficiente para garantir a existência de funções de utilidade, pois nem todo ordenamento de preferências pode ser representado por uma função de utilidade⁷. Esta garantia só é possível se não houver descontinuidades nas preferências, pois elas impedem a construção de superfícies de indiferença entre as cestas. É necessário distinguir entre cestas tão boas quanto q ($\succsim q$) e cestas não-melhores que q ($\times q$). Assim, o próximo axioma se torna necessário.

4) **Continuidade:** Para qualquer cesta q^1 , define-se $A(q^1)$ como o conjunto de escolhas tão boas quanto q^1 e $B(q^1)$ como o conjunto de escolhas não melhores que q^1 , ou seja, $A(q^1) = \{q \mid q \succsim q^1\}$ e $B(q^1) = \{q \mid q \times q^1\}$. O axioma afirma que $A(q^1)$ e $B(q^1)$ são conjuntos fechados, ou seja, contêm suas próprias fronteiras para qualquer q^1 no conjunto de oportunidades.

Este axioma impede descontinuidades e pode-se perceber (Figura 2.1) que a interseção de $A(q^1)$ e $B(q^1)$ constitui a curva ou superfície de indiferença.

⁷ Um exemplo são as preferências lexicográficas. Ver Deaton e Muellbauer (1980a).

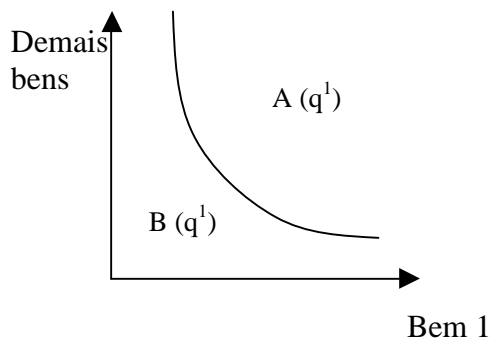


Figura 2.1 – Interseção de conjuntos fechados $A(q^1)$ e $B(q^1)$.

Estes quatro axiomas são suficientes para a existência de funções de utilidade. Isto significa que se $V(q)$ é uma função utilidade, $V(q^1) = V(q^2)$ e $q^1 \succ q^2$ são equivalentes. Fica claro que o conceito de utilidade aqui é apenas ordinal, e não cardinal como os primeiros teóricos do conceito de utilidade a concebiam⁸. $V(q)$ apenas ordena cestas e qualquer transformação monotônica crescente sua irá fornecer o mesmo ordenamento.

O próximo axioma facilita o tratamento matemático do problema da escolha do consumidor ao garantir que a cesta escolhida estará sempre sobre a restrição orçamentária e não no interior da mesma.

- 5) **Não-saciedade:** A função de utilidade é não decrescente em cada um dos seus argumentos e, para todas as cestas no conjunto de oportunidades, ela é crescente em pelo menos um de seus argumentos: Isso garante que “mais é sempre preferível a menos”.

O conjunto dos cinco axiomas acima garante que o problema da escolha dos consumidores é equivalente à maximização da utilidade sujeita a uma restrição orçamentária.

O sexto e último axioma é usado geralmente para garantir que as condições de segunda ordem do problema de maximização sejam satisfeitas.

⁸ Os economistas que introduziram este conceito, como Menger, Walras e outros, consideravam que o consumo de bens fornecia um determinado nível de prazer que poderia ser mensurado por uma função de utilidade cardinal, como se mensura a temperatura ambiente, por exemplo. Esse conceito, se verdadeiro, permitiria avaliar os benefícios para sociedade de qualquer política simplesmente somando a variação de utilidade de todas as pessoas atingidas. Este conceito é pouco utilizado atualmente, pois significa a imposição de restrições fortes sobre as funções de utilidade, além de parecer pouco plausível que a satisfação dos consumidores possa ser mensurada desta forma.

6) **Convexidade:** Se $q^1 \succ q^2$, então para $0 \leq \lambda \leq 1$, $\lambda q^1 + (1 - \lambda)q^2 \succ q^2$. Este axioma garante que $A(q^1)$, definido no axioma 4, é um conjunto convexo. Isto implica que as curvas de indiferenças são convexas em relação à origem (Figura 2.2) e as funções de utilidade são quase-côncavas⁹.

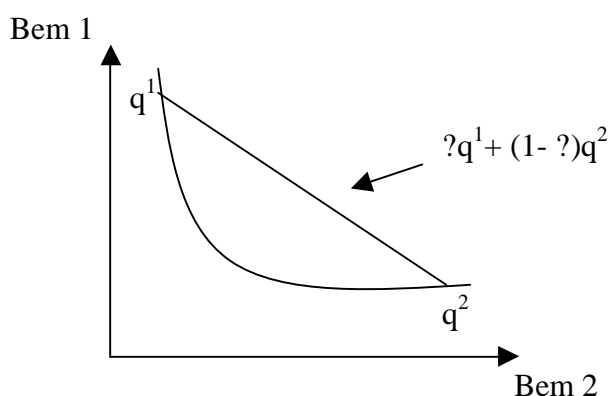


Figura 2.2 – Curvas de Indiferença convexas em relação à origem.

2.3 – O Problema dos Consumidores

Depois da definição dos axiomas, o problema da escolha dos consumidores pode agora ser definido como:

$$\text{Max}_{q_1, q_2, \dots, q_n} v(q_1, q_2, \dots, q_n) \text{ sujeito a } \sum_{i=1}^n p_i q_i = x, \quad (2.12)$$

em que

$v(q_1, q_2, \dots, q_n)$ = função de utilidade;

p_i = preço do bem i ;

q_i = quantidade do bem i ;

x = dispêndio total com n bens.

Usando vetores, pode-se escrever o problema acima como:

⁹ Uma função escalar $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ das variáveis x_1, x_2, \dots, x_n , $n \geq 2$, é quase-côncava se para x^1 e x^0 tal que $f(x^1) \geq f(x^0)$ e $0 \leq \lambda \leq 1$, $f(\lambda x^1 + (1 - \lambda)x^0) \geq f(x^0)$.

$$\underset{q}{Max} v(q) \text{ sujeito a } p'q=x,$$

em que p e q são os vetores de preços e quantidades, respectivamente. Para se resolver este problema, forma-se o Lagrangiano:

$$\underset{q,\lambda}{Max} L = v(q) + \lambda (x - p'q). \quad (2.13)$$

As condições de primeira ordem (CPO) são dadas por:

$$\frac{\partial v(q)}{\partial q_i} = p_i, i = 1, \dots, n, \quad (2.14)$$

$$x = \sum_{i=1}^n p_i q_i.$$

Este problema pode ser resolvido para muitas formas da função utilidade. A solução deste sistema de equações fornece as demandas Marshallianas ou não-compensadas para cada bem:

$$q_i = g_i(p, x) \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (2.15)$$

Satisfeitas as CPO, é necessário checar também as condições de segunda ordem (CSO) para determinar se o resultado é efetivamente um máximo local. A condição suficiente para um máximo com uma restrição linear é que o Hessiano orlado seja negativo semidefinido. Esta condição será satisfeita se a função de utilidade for estritamente quase-côncava, o que é garantido pelo axioma 6.

Há uma série de problemas ao se tratar o problema do consumidor de forma direta. Um deles é que os cinco primeiros axiomas do consumidor não garantem que se possa resolver o problema de otimização com restrição com o cálculo diferencial. É possível, por exemplo, que as preferências não sejam convexas¹⁰, o que levaria a demandas descontínuas. Outro problema observado é que não há nada nos seis axiomas que garanta que a função de demanda seja diferenciável. Um exemplo é o caso de funções de utilidade Tipo Leontief (Figura 2.3). Esta função satisfaz a todos os axiomas, mas não é diferenciável na interseção com a restrição orçamentária.

¹⁰ Na definição dos axiomas, foi ressaltado que o axioma da convexidade não é necessário para que o problema da escolha dos consumidores seja definido como um problema de otimização condicionada.

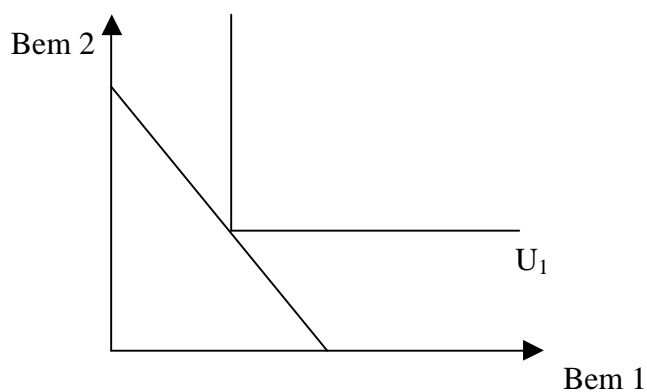


Figura 2.3 – Curvas de Indiferença tipo Leontief.

Todos os problemas levantados, conjugados ao fato de muitas vezes as funções utilidade serem intratáveis matematicamente, dificultando o cálculo das derivadas, estimulou o uso do conceito de dualidade na questão da obtenção das funções de demanda.

2.4 – Dualidade

A forma mais intuitiva de visualizar o problema do consumidor é o da maximização da utilidade sujeita a uma restrição orçamentária. Entretanto, ao se utilizar a abordagem “dual”, o problema pode ser colocado como uma minimização do custo de se obter a cesta de bens que maximizou a utilidade do primeiro problema. Assim:

Problema Primal:

$$\text{Max } u = v(q) \text{ sujeito a } p'q = x \Rightarrow q_i = g_i(x, p). \quad (2.16)$$

Problema Dual:

$$\text{Min } x = p'q \text{ sujeito a } v(q) = u \Rightarrow q_i = h_i(u, p). \quad (2.17)$$

Sabe-se, através da programação matemática, que o custo mínimo do segundo problema é exatamente o dispêndio do primeiro problema, desde que o mesmo nível de utilidade resolva ambos os problemas. Assim, as duas abordagens são na verdade semelhantes, com dois diferentes conjuntos de variáveis. No problema primal, os preços e o dispêndio total são conhecidos e a solução se dá para a utilidade e as quantidades, u e q , respectivamente. No problema dual, a utilidade e os preços são conhecidos e a solução é dada para o dispêndio total e as quantidades, x e q , respectivamente. Assim, no problema primal obtêm-se as demandas Marshallianas ou não-compensadas, $q_i = g_i(p, x)$, e no problema dual obtêm-se as demandas Hicksianas ou compensadas, $q_i = h_i(p, u)$. O termo “compensada” diz respeito ao fato de se calcular como q é afetada mantendo u constante, isto é, “compensando” o consumidor pelas variações de preço. Como, na realidade, se está resolvendo o mesmo problema duas vezes, as soluções devem ser iguais.

Se a solução (q_i) de (2.16) for substituída de volta em $v(q)$, o resultado é a máxima utilidade alcançável como função dos preços e do dispêndio. Essa função é conhecida com função de utilidade indireta (f):

$$u = v(q) = f(x, p). \quad (2.18)$$

De forma análoga, se a solução de (2.17) for substituída de volta em $(p'q)$, o resultado é o mínimo custo alcançável como função do nível de utilidade e dos preços. Esta função é conhecida como função dispêndio (ou custo) (c):

$$x = p \cdot [h_i(u, p)] = c(u, p). \quad (2.19)$$

É interessante discutir algumas propriedades da função dispêndio:

1) $c(u, p)$ é não-decrescente em p , crescente em pelo menos um preço de p e crescente em u . Esta propriedade é derivada do axioma da não-saciedade. Os consumidores devem gastar mais, dado o vetor de preços, para aumentar sua utilidade. Além disso, aumentos de preços requerem aumentos de dispêndio para manter o nível

de utilidade inalterado. É bom ressaltar que a função dispêndio é não-decrescente nos preços, porque pode acontecer de nem todos os bens serem consumidos.

2) $c(u, p)$ é homogênea de grau 1 em p . Isso significa que, para $\lambda > 0$, $c(u, \lambda p) = \lambda c(u, p)$, ou seja, se os preços se alterarem pelo fator λ , o dispêndio também deve se alterar pelo fator λ para que o consumidor se mantenha na mesma curva de indiferença.

3) $c(u, p)$ é côncava em p . Esta propriedade é importante. A concavidade da função dispêndio não depende da quase-concavidade ou continuidade da função utilidade. Ela depende apenas da minimização do dispêndio. Para provar isso, é necessário que dado dois vetores de preços quaisquer, p^1 e p^2 , e o escalar λ , $0 \leq \lambda \leq 1$, e um terceiro vetor de preços, p^3 , $p^3 = \lambda p^1 + (1 - \lambda)p^2$, ter-se que:

$$c(u, p^3) \geq \lambda c(u, p^1) + (1 - \lambda)c(u, p^2). \quad (2.20)$$

A expressão (2.20) significa que o segmento conectando a função dispêndio avaliada em p^1 e a função dispêndio avaliada em p^2 deve estar abaixo da função:

$$c(u, p^3) = p^3 q^3 = \lambda p^1 q^3 + (1 - \lambda)p^2 q^3. \quad (2.21)$$

Entretanto, como q^3 não é a cesta que minimiza o custo quando os preços são dados por p^1 e p^2 , sabe-se que:

$$c(u, p^1) \leq p^1 q^3 \text{ e } c(u, p^2) \leq p^2 q^3. \quad (2.22)$$

Assim, substituindo (2.22) em (2.21), tem-se:

$$c(u, p^3) \geq \lambda c(u, p^1) + (1 - \lambda)c(u, p^2). \quad (2.23)$$

Isto prova que a função dispêndio é côncava. Pode-se perceber que a única hipótese necessária foi a de minimização do dispêndio. A importância desta propriedade está no fato de, como será visto nos tópicos seguintes, a concavidade da função dispêndio garantir a chamada negatividade das funções de demanda e, assim, a “Lei da demanda” para as demandas Hicksianas. Como foi visto no tópico anterior, há

uma série de casos que impõe problemas na derivação de funções de demanda usando-se a maximização da utilidade sujeita à restrição orçamentária. De fato, estas situações podem ser bastante comuns¹¹ e é necessário, assim, um método que permita estimar as funções de demanda independente destes problemas. Usando o conceito de dualidade, é possível estimar estas funções partindo da função dispêndio e da utilidade indireta, evitando estes problemas.

A função de utilidade indireta e a função dispêndio são inversas uma da outra. A função dispêndio pode ser calculada pela inversão da função de utilidade indireta de forma a fazer \mathbf{x} uma função de \mathbf{u} e \mathbf{p} . Alternativamente, invertendo a função dispêndio (fazendo \mathbf{u} em função de \mathbf{x} e \mathbf{p}) resulta na função de utilidade indireta.

Neste ponto, dada uma função utilidade e uma restrição orçamentária (o problema primal), é possível achar a demanda Marshalliana (resolvendo o problema primal), a função de utilidade indireta (substituindo a demanda Marshalliana de volta na função utilidade) e também a função dispêndio (invertendo a função utilidade indireta). Alternativamente, é possível, começando com a equação de orçamento e da restrição da utilidade (problema dual), encontrar a demanda compensada (resolvendo o problema dual), a função dispêndio (substituindo a demanda Hicksiana de volta na equação de orçamento) e a função utilidade indireta (invertendo a função dispêndio). Indo mais além, é possível obter a demanda Marshalliana depois de se iniciar pela demanda Hicksiana ou da função de utilidade indireta, ou alternativamente, é possível obter a demanda Hicksiana depois de se iniciar pela demanda Marshalliana ou da função dispêndio. Para isso, é necessário usar o Lema de Shephard e a Identidade de Roy.

O Lema de Shephard afirma que as derivadas parciais da função dispêndio com respeito aos preços são as demandas Hicksianas:

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \equiv h_i(u, p) = q_i. \quad (2.24)$$

Para provar (2.24), considere que o custo mínimo de um vetor de quantidades \mathbf{q}^0 é a função dispêndio (Deaton e Muellbauer, 1980a):

$$\sum_{k=1}^n (p_k^0 \cdot q_k^0) = c(u, p^0). \quad (2.25)$$

¹¹ O caso mais comum é certamente o problema de consumo zero de algum bem na cesta de produtos, principalmente quando se trabalha com pesquisas de orçamentos familiares, como no caso deste trabalho. Neste caso, é fácil encontrar famílias que não consomem um ou mais produtos.

A diferenciação de ambos os lados da expressão acima, com respeito a p_i , dá origem ao Lema de Shephard:

$$q_i^o = \frac{\partial c(u, p^o)}{\partial p_i}. \quad (2.26)$$

A equação (2.24) permite a obtenção da demanda hicksiana diretamente da função dispêndio. Para a obtenção da demanda Marshaliana diretamente da função de utilidade indireta, a Identidade de Roy é a ferramenta apropriada. Primeiro, substituindo a função dispêndio na função de utilidade indireta e lembrando que elas são inversas uma da outra:

$$f[c(u, p), p] = u. \quad (2.27)$$

Diferenciando a expressão acima com respeito a p_i com u constante e usando o Lema de Shephard:

$$\frac{\partial f}{\partial x} \cdot \frac{\partial c}{\partial p_i} + \frac{\partial f}{\partial p_i} = 0 \Rightarrow q_i = g_i(x, p) = -\frac{\frac{\partial f}{\partial p_i}}{\frac{\partial f}{\partial x}} \quad (2.28)$$

A última parte de (2.28) é a Identidade de Roy. É necessário demonstrar ainda uma forma de ir da demanda Hicksiana para a demanda Marshaliana e vice-versa. Substituindo a função de utilidade indireta (2.18) na demanda Hicksiana, obtém-se a demanda Marshaliana:

$$q_i = h_i(u, p) = h_i[f(x, p), p] = g_i(x, p). \quad (2.29)$$

Alternativamente, iniciando pela demanda Marshaliana, a demanda Hicksiana pode ser obtida pela substituição da função dispêndio na demanda Marshaliana:

$$q_i = g_i(x, p) = g_i[c(u, p), p] = h_i(u, p). \quad (2.30)$$

Todas as transformações possíveis são resumidas na Figura 2.4. Como colocado por Deaton e Muellbauer (1980a), a rota mais usada inicia-se pela função dispêndio $[c(u, p)]$ e tem a seguinte seqüência: (1) diferencia-se $c(u, p)$ para se obter as demandas Hicksianas $[h(u, p)]$; (2) inverte-se $c(u, p)$ para se obter $f(x, p)$, a função

de utilidade indireta; (3) Substitui-se $f(x, p)$ em $h(u, p)$ para se obterem as demandas Marshallianas [$g(x, p)$].

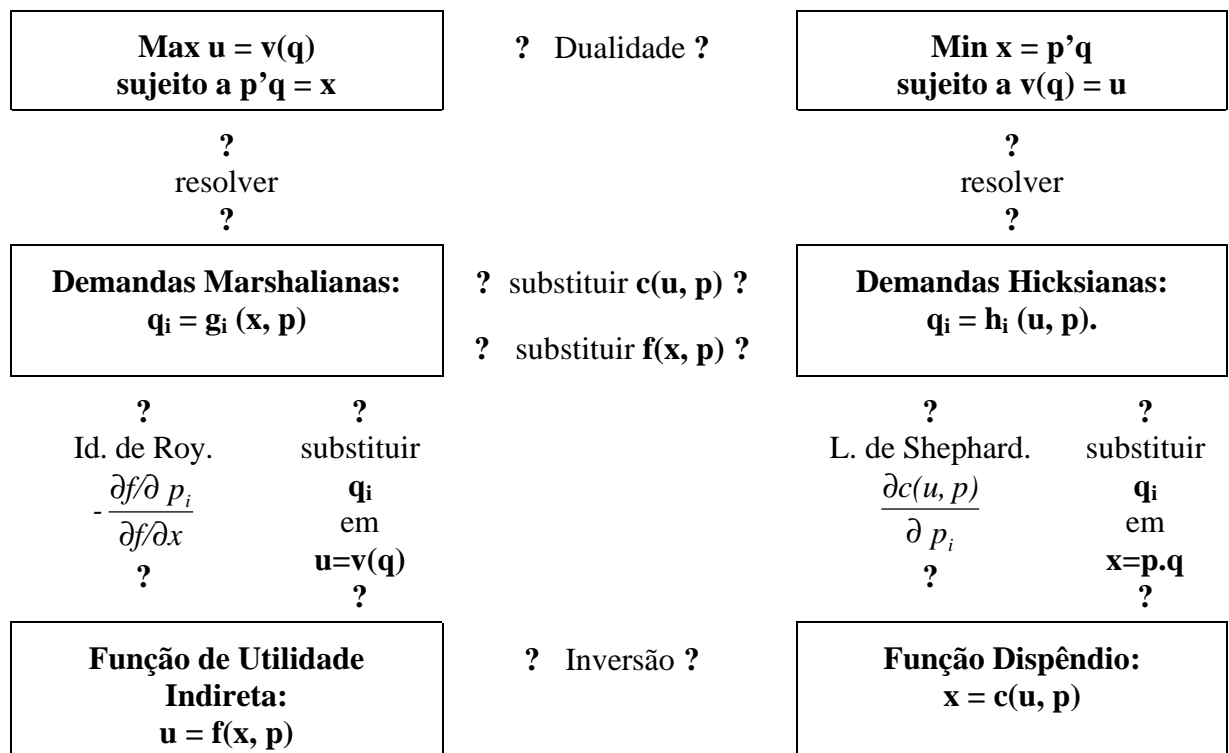


Figura 2.4 - Relação entre demanda Hicksiana, demanda Marshalliana, função de utilidade indireta e função dispêndio.

Fonte: Baseada nas Figuras 2.8 e 2.10 de Deaton e Muellbauer (1980a).

2.5 – Propriedades das funções de demanda

As propriedades teóricas das funções de demanda são úteis para impor ou testar restrições em modelos empíricos. Algumas propriedades são específicas às demandas Hicksianas ou Marshallianas, mas muitas podem ser transformadas para serem aplicadas em ambas. As propriedades de Aditividade e Homogeneidade derivadas da restrição orçamentária linear já foram discutidas nos itens anteriores¹². Agora, usando a função dispêndio, pode-se derivar outras importantes restrições:

¹² A propriedade da homogeneidade no caso das demandas Hicksianas é a seguinte: pelo Lema de Shephard, sabe-se que $h(u, p)$ é derivada de uma função homogênea de grau 1 nos preços, e assim, é homogênea de grau zero nos preços, ou seja, $h(u, ?p) = h(u, p)$. Usando este resultado e aplicando o Teorema de Euler na demanda Hicksiana resulta na expressão:

$$p_1 \cdot \frac{\partial h_i}{\partial p_1} + p_2 \cdot \frac{\partial h_i}{\partial p_2} + \dots + p_n \cdot \frac{\partial h_i}{\partial p_n} = 0 \cdot q_i.$$
 Definindo $s_{ij} = \partial h_i / \partial p_j$ como os elementos da Matriz de Slutsky (S) de respostas compensadas a mudanças de preços, a equação acima torna-

(a) **Simetria.** As derivadas cruzadas das demandas Hicksianas com relação aos preços são simétricas. Portanto, para $i \neq j$:

$$\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_j(u, p)}{\partial p_i}. \quad (2.31)$$

Como $h_i(\mathbf{u}, \mathbf{p})$ é o mesmo que $\partial c(\mathbf{u}, \mathbf{p}) / \partial p_i$ (Lema de Shephard) e $h_j(\mathbf{u}, \mathbf{p})$ é o mesmo que $\partial c(\mathbf{u}, \mathbf{p}) / \partial p_j$, então $\partial h_i / \partial p_j$ é igual a $\partial^2 c / \partial p_j \partial p_i$ e $\partial h_j / \partial p_i$ é igual a $\partial^2 c / \partial p_i \partial p_j$. Pelo teorema de Young, se uma função é diferenciada duas vezes com respeito às mesmas duas variáveis, a seqüência de diferenciação não importa. Além de sua derivação lógica da função de dispêndio, a simetria é uma garantia e um teste da consistência da escolha dos consumidores (Deaton & Muellbauer, 1980a).

A condição de Simetria pode ser transformada para ser apresentada na forma de elasticidades. Multiplicando ambos os lados de (2.31) por $[(p_i \cdot p_j) / (q_i \cdot q_j)]$ e depois de alguns ajustes, tem-se:

$$e_{ij}^* \cdot w_i = e_{ji}^* \cdot w_j. \quad (2.32)$$

em que e_{ij}^* é a elasticidade-preço cruzada compensada para mudanças na quantidade do bem i com respeito a mudanças no preço do bem j , e_{ji}^* é a elasticidade-preço cruzada compensada para mudanças na quantidade do bem j com respeito a mudanças no preço do bem i e w_i e w_j são as parcelas do dispêndio com i e j , respectivamente.

(b) **Negatividade.** A matriz S de dimensão $n \times n$, construída com os elementos $(\partial h_i / \partial p_j)$, conhecida como matriz de Slutsky, é negativa semidefinida. Isso ocorre porque S é a matriz de derivadas segundas de $c(\mathbf{u}, \mathbf{p})$, que é uma função côncava.

As propriedades (a) e (b) juntas implicam que a Matriz de Slutsky de respostas compensadas a mudanças de preços, com elementos $s_{ij} = \partial h_i / \partial p_j$, seja simétrica e negativa semidefinida. Isso significa que para qualquer vetor de dimensão n arbitrário \mathbf{z} , a forma quadrática $\mathbf{z}' S \mathbf{z}$ é menor ou igual a zero ($\mathbf{z}' S \mathbf{z} \leq 0$) (Eales, 1997). Como \mathbf{z} é arbitrário, a expressão anterior deve ser verdadeira se $\mathbf{z} = (1, 0, \dots, 0)$. Neste caso, $\mathbf{z}' S \mathbf{z} = s_{ii} = 0$. Assim, todos os elementos da diagonal de S devem ser não-positivos, o que significa que um aumento do preço de um produto, com a utilidade mantida constante,

se: $p_1 \cdot s_{11} + p_2 \cdot s_{22} + \dots + p_n \cdot s_{nn} = \sum_{j=1}^n s_{ij} p_j = 0$, que é conhecida como propriedade da singularidade.

deve fazer com que a quantidade demandada para aquele bem diminua ou ao menos permaneça constante. Essa é a “Lei da Demanda”, implicando que a demanda Hicksiana não pode ser nunca positivamente inclinada, já que a função dispêndio é côncava (independente da curvatura das curvas de indiferença). Para Negatividade, não é suficiente ter todos os termos diagonais de S negativos. A negatividade implica que todos os autovalores de S são não-positivos. Para a maioria dos sistemas de demanda, a negatividade pode ser checada pela escolha de um ponto dos dados, seguida pelo cálculo de todos os elementos da matriz de Slutsky e dos autovalores da matriz. Em seguida, basta confirmar se todos os autovalores são não-positivos. Na realidade, este não é um teste de negatividade e sim uma checagem se o sistema de demanda satisfaz a negatividade num ponto escolhido (Eales, 1997).

Um ponto a ser notado é que a simetria e a negatividade são ambas definidas para as demandas Hicksianas, que dependem da utilidade (não-observada). Para testar estas propriedades empiricamente, é preciso definir a Matriz de Substituição S em termos das demandas Marshallianas. A expressão (2.29) mostrou como as demandas Hicksianas podem ser transformadas nas demandas Marshallianas. Diferenciando (2.29) e usando o Lema de Shephard, a expressão para s_{ij} surge como:

$$s_{ij} = \frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \frac{\partial g_i(x, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial g_i}{\partial x} \cdot \frac{\partial c(p, u)}{\partial p_j} + \frac{\partial g_i}{\partial p_j} = \frac{\partial g_i}{\partial x} \cdot q_j + \frac{\partial g_i}{\partial p_j}. \quad (2.33)$$

A última parte da equação (2.33) é conhecida como a Equação de Slutsky. Todos os termos do lado direito de (2.33) são observáveis e iguais ao lado esquerdo não-observável. Assim, a matriz S pode ser calculada e a simetria e negatividade podem ser testadas empiricamente.

Outra forma de olhar a equação (2.33) é rearranjar os termos de forma a se ter:

$$\frac{\partial g_i(x, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} - \frac{\partial g_i(x, p)}{\partial x} \cdot q_j. \quad (2.34)$$

Assim, o efeito preço não-compensado é igual à soma do efeito preço compensado (ou efeito substituição), que é a mudança da quantidade demandada causada pela mudança de preço, mantido o nível de utilidade constante, ou “compensando” o consumidor pela mudança de preço, e do efeito renda. É interessante notar que o efeito renda é ponderado pela quantidade consumida do bem; assim, quanto maior o nível de consumo, maior o efeito renda.

No caso de $i = j$ na equação de Slutsky, pode-se notar que a lei da demanda não se aplica necessariamente para as demandas não-compensadas. Embora o efeito substituição seja sempre negativo, ele pode ser acompanhado de um efeito renda positivo que torne $\frac{\partial g_i(x, p)}{\partial p_i} > 0$. Assim, é possível que haja um efeito-preço positivo para demandas não-compensadas se o bem for inferior ($\frac{\partial g_i(x, p)}{\partial x} < 0$) e for consumido em grandes quantidades. Estes bens são conhecidos como bens de Giffen.

Usando a equação de Slutsky, é possível também classificar os bens como bens complementares ou substitutos da seguinte forma:

Substitutos líquidos: $\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} > 0$;

Complementares líquidos: $\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} < 0$;

Substitutos brutos: $\frac{\partial g_i(x, p)}{\partial p_j} > 0$;

Complementares brutos: $\frac{\partial g_i(x, p)}{\partial p_j} < 0$.

A equação (2.33) pode também ser transformada em elasticidades:

$$e_{ij}^* = e_i \cdot w_j + e_{ij}. \quad (2.35)$$

Alternativamente, usando (2.32):

$$e_{ij} = \frac{w_j}{w_i} \cdot e_{ji} + w_j \cdot (e_j - e_i). \quad (2.36)$$

Assim, há pelo menos três restrições que podem ser empiricamente impostas ou testadas: Homogeneidade [equação (2.11)], simetria [equação (2.32)] e negatividade. A aditividade, por sua vez, é usada para recuperar as estimativas da equação omitida. Ela não pode ser testada ou imposta.

2.5.1 - Integrabilidade

Uma questão importante na teoria da demanda diz respeito às circunstâncias que permitem a obtenção das preferências partindo das funções de demanda, um problema conhecido como a questão da integrabilidade. Em outras palavras, dada uma função de demanda estimada empiricamente, por exemplo, é possível determinar se esta demanda é consistente com um sistema de preferências? Quais propriedades da demanda descritas na seção anterior são suficientes para garantir que as demandas são derivadas de uma função utilidade?

Pensando em termos de utilidade direta e demandas Marshallianas, é difícil imaginar como este “retorno às origens” pode ser realizado. Entretanto, formulando o problema do consumidor em termos de minimização do dispêndio, nota-se através do Lema de Shephard, que as funções de demanda devem permitir a integração para uma função dispêndio côncava e linearmente homogênea. É por essa razão que as condições necessárias para que as funções de demanda sejam consistentes com um sistema de preferências são conhecidas como as condições de integrabilidade.

Suponha um sistema de demandas Marshallianas $q_i = g_i(p, x) \quad \forall i = 1, \dots, n$.

Usando o Lema de Shephard, sabe-se que (Deaton e Muellbauer, 1980a):

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \equiv h_i(u, p) = g_i(c(u, p), p).$$

Como a integração é feita ao longo de uma curva de indiferença, a utilidade não muda durante a integração e u aparece apenas como uma constante de integração. O sistema acima pode assim ser reescrito como:

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = g_i(c, p) \quad \text{ou} \quad \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} - g_i(c, p) = 0 \quad \forall i = 1, \dots, n.$$

O sistema acima é um sistema de equações diferenciais parciais que deve ser resolvida com \underline{c} como função de \underline{p} . Entretanto, nem todo sistema de equações diferenciais parciais tem uma solução; as condições matemáticas¹³ que garantem a existência de uma função dispêndio \underline{c} que resolva o sistema acima para todo i, j são as seguintes:

$$\frac{\partial g_i}{\partial x} g_j(x, p) + \frac{\partial g_i}{\partial p_j} = \frac{\partial g_j}{\partial x} g_i(x, p) + \frac{\partial g_j}{\partial p_i} \quad \forall i, j.$$

¹³ Para uma prova deste resultado, ver Hurwicz e Uzawa (1971).

O lado esquerdo da equação acima é a fórmula da equação de Slutsky (equação (2.33)) ou simplesmente o termo s_{ij} da matriz S , isto é, as respostas compensadas das mudanças de preço. Assim, ela pode ser reescrita como $\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_j(u, p)}{\partial p_i}$, que é a condição de simetria desenvolvida anteriormente. Isso significa que a simetria da matriz de Slutsky é a condição fundamental de integrabilidade da Teoria da Demanda (Deaton e Muellbauer, 1980a). Adicionalmente, para que a função resultante da integração seja uma função dispêndio, ela deve ser côncava e linearmente homogênea. Isto acontecerá automaticamente se a matriz de Slutsky for não só simétrica como negativa semidefinida e satisfaça a condição de singularidade. Dessa forma, o círculo é fechado: a maximização da utilidade sujeita a uma restrição orçamentária resulta em demandas que obedecem a aditividade, são homogêneas de grau zero e tem respostas compensadas de preço que são simétricas e negativas semidefinidas. Inversamente, funções de demanda que obedecem a aditividade, são homogêneas de grau zero e tem matrizes de Slutsky que são simétricas e negativas semidefinidas são integráveis para um sistema de preferências consistente com a Teoria.

Este resultado é empiricamente muito importante porque afirma que as propriedades discutidas na seção 2.5 não são apenas resultado da maximização da utilidade, elas são o único resultado da maximização da utilidade. Em outros termos, se um pesquisador estima um sistema de demanda e impõe as restrições de aditividade, homogeneidade, simetria e negatividade, ele está efetivamente aplicando um ordenamento de preferências aos seus dados, sem precisar verificar se os consumidores maximizam uma função utilidade, qual a forma funcional dessa função, etc. Da mesma forma, se as restrições acima forem testadas para o sistema estimado e não forem rejeitadas, pode-se dizer que existe um ordenamento de preferências consistente com a teoria.

2.6 – Especificando as funções de demanda

Antes de coletar os dados e estimar a equação ou sistema de demanda, é necessário definir o modelo teórico a ser utilizado. A Teoria da Demanda, resumida

nos itens anteriores, não fornece qualquer indicação de qual seja a melhor forma funcional, indicando apenas as propriedades que um sistema derivado de uma estrutura de preferências deveria possuir (Pyles, 1989). Cabe ao pesquisador, assim, escolher a forma funcional que consiga descrever os dados adequadamente e, ao mesmo tempo, seja plausível teoricamente. Essa escolha terá importantes implicações na análise empírica e, segundo Barten (1993), deve seguir os seguintes critérios: a especificação deve ser consistente com a teoria, ser fácil de estimar, ajustar bem os dados e apresentar um bom desempenho na previsão dos valores futuros.

Para garantir conformidade com a teoria, poder-se-ia especificar uma função de utilidade particular, resolver as condições de primeira ordem e derivar as demandas a serem estimadas. Assim, todas as restrições teóricas estariam automaticamente atendidas. Entretanto, há vários problemas com essa abordagem. Em primeiro lugar, as demandas resultantes dessa derivação podem ser muito complicadas de estimar devido à não-linearidade nos parâmetros ou ao número excessivo de parâmetros a serem estimados. Outro problema é que muitas funções de utilidade direta possuem restrições implícitas em sua especificação, como homoteticidade¹⁴, por exemplo, que o pesquisador pode não querer impor aos seus resultados.

Para contornar essas dificuldades, são utilizadas basicamente duas alternativas:

- 1) Especificar as equações do sistema de demanda diretamente e impor as restrições teóricas necessárias para garantir a conformidade com a teoria;
- 2) Escolher uma forma funcional que seja uma aproximação (geralmente de segunda ordem) de alguma função de utilidade indireta ou função dispêndio desconhecida e derivar as funções de demanda impondo as restrições teóricas necessárias.

Antes de apresentar os exemplos mais importantes das duas abordagens, é necessário discutir um importante tópico na estimação de qualquer função de demanda: a identificação.

¹⁴ Para a definição de homoteticidade e suas conseqüências, ver capítulo 3.

2.6.1 - A Questão da Identificação.

A questão da identificação diz respeito ao fato de muitas vezes não se saber se a função de demanda estimada é realmente uma função de demanda. Este problema ocorre quando se utilizam series de tempo, já que os dados estão geralmente agregados e os preços e quantidades são resultado da interação entre demanda e oferta. Assim, a função de demanda estimada será geralmente um híbrido das interações entre oferta e demanda¹⁵. Para se identificar uma função de demanda, é necessário que ela seja estável ao longo do tempo, ao mesmo tempo em que a função de oferta se desloque, permitindo a identificação. Econometricamente, isso significa que é necessária a presença de uma série de variáveis exógenas que afetem a oferta, mas não a demanda (Gujarati, 2004).

Outra questão importante é como garantir que a demanda seja estável ao longo do tempo. Alguns fatores podem fazer com que ela se desloque, como mudança de preços dos bens substitutos e complementares, mudança no nível de dispêndio (ou renda) e mudança nas preferências. Os dois primeiros itens geralmente são resolvidos com a inclusão destas variáveis na equação de demanda. Entretanto, o último item é mais complicado. Como incluir mudanças nas preferências na equação de demanda? As soluções são variadas. Muitos apenas incluem a hipótese de que as preferências não se modificam, o que pode ser plausível num curto período de tempo. Outros incluem variáveis *proxy* que procuram capturar estas mudanças como, por exemplo, mudanças na composição etária, inclusão de uma variável tendência, variáveis *dummy* relacionadas a eventos específicos, etc.

No caso deste trabalho, que utiliza uma pesquisa de orçamentos familiares num dado ponto no tempo, a questão da identificação e das alterações nas preferências não são questões que levantam preocupações e que impeçam uma correta estimação do sistema de demanda.

2.6.2 – Formas Funcionais

Como foi dito no item anterior, não há indicação na teoria da demanda que informe qual a melhor forma funcional a ser escolhida para se estimar modelos de

¹⁵ Ver, por exemplo, Gujarati (2004) para uma demonstração.

demanda. Entretanto, é necessário escolher uma forma teoricamente plausível e que não imponha restrições adicionais sobre as preferências dos consumidores.

A seguir, as principais formas funcionais utilizadas nos estudos de demanda serão examinadas¹⁶, começando da forma mais simples até as formas flexíveis mais utilizadas. Na parte final, o modelo QUAIDS, utilizado neste estudo, será examinado com maiores detalhes.

2.6.2.1 - Modelos *ad hoc*

a) Demandas lineares

A forma mais simples para uma função de demanda é a forma linear. Por exemplo, para conjunto de n bens, a demanda para um bem i qualquer pode ser representada por:

$$q_i = a_i + \sum_{j=1}^n g_{ij} p_j + b_i x, \quad (2.37)$$

em que

q_i = quantidade demandada do bem i ;

p_j = preço do bem j ;

x = dispêndio total com n bens;

a_i, g_{ij}, b_i = parâmetros.

O problema com essa forma funcional é que sua simplicidade impõe obstáculos à adequação as propriedades teóricas da demanda. Para observar esse problema em relação à aditividade, basta multiplicar (2.37) por p_i :

$$p_i q_i = a_i p_i + \sum_{j=1}^n g_{ij} p_i p_j + b_i p_i x. \quad (2.38)$$

Somando (2.38) para todo i :

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i = \sum_{i=1}^n a_i p_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n g_{ij} p_i p_j + x \sum_{i=1}^n b_i p_i. \quad (2.39)$$

¹⁶ Para facilitar o exame, apenas as variáveis preço e dispêndio total serão incluídas nas funções de demanda.

O lado esquerdo de (2.39) é igual ao dispêndio total x . Assim, (2.39) pode ser reescrita como:

$$x = \sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i p_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} p_i p_j + x \sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i p_i. \quad (2.40)$$

Para que esta equação seja observada para todas as combinações de preços e dispêndio, é fácil ver que é necessário que:

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i p_i = 0; \quad (2.41)$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} p_i p_j = 0; \quad (2.42)$$

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i p_i = 1. \quad (2.43)$$

Não é possível, para parâmetros fixos $\mathbf{a}_i, \mathbf{g}_i$ e \mathbf{b}_i , que a aditividade seja observada para todo o conjunto de dados. Assim, a aditividade impõe restrições impossíveis de serem atendidas para demandas lineares.

b) Demandas duplo-log ou log-log

Uma das especificações mais comuns nos estudos de demanda é a especificação conhecida como duplo-log ou log-log. Vários estudos nas décadas de 70 e 80 e mesmo atualmente utilizam esta especificação devido à facilidade na obtenção das elasticidades, que são simplesmente os coeficientes estimados das variáveis explicativas. Sua forma mais simples é a seguinte:

$$\ln q_i = \mathbf{a}_i + \sum_j \mathbf{b}_{ij} \ln(p_j) + \mathbf{g}_i \ln(x), \quad (2.44)$$

em que as elasticidades-preço são dadas por \mathbf{b}_{ij} e a elasticidades-dispêndio por \mathbf{g}_i . Neste modelo, a homogeneidade pode ser imposta por:

$$\sum_j \mathbf{b}_{ij} + \mathbf{g}_i = 0. \quad (2.45)$$

Entretanto, a propriedade de aditividade não é observada para este modelo. Lembrando das restrições de Engel e Cournot, tem-se:

$$\sum_i w_i e_i = 1; \quad (2.46)$$

$$\sum_{i \neq j} w_i e_{ij} + w_j = 0. \quad (2.47)$$

Pode-se notar que mudanças nas parcelas do dispêndio total para cada produto, w_i , devem causar mudanças nas elasticidades para que a aditividade se mantenha. Porém, como todas as elasticidades são constantes no modelo duplo-log, não é possível impor esta restrição usando esta forma funcional¹⁷. Além disso, as elasticidades são constantes e assim não dependem do nível de renda das famílias. Isso torna possível um cenário improvável em que a demanda por bens de luxo, com elasticidade-renda maior do que 1, cresça indefinidamente com a renda, acabando por exaurir o orçamento do consumidor (Deaton e Muellbauer, 1980a). Dessa forma, o uso deste modelo parece pouco recomendável, mesmo porque há outras formas funcionais bastante simples, mas que não apresentam estes problemas.

2.6.2.2 - Sistemas de demanda

a) Sistema de Despesas Lineares

Considerando novamente uma especificação linear, agora num sistema de equações de demanda, é possível impor algebricamente as restrições de aditividade, homogeneidade e simetria para determinar o Sistema de Despesas Lineares (LES, de *Linear Expenditure System*, Stone (1954)). Para entender essa abordagem¹⁸, pode-se iniciar pela equação linear:

$$q_i = \sum_j \mathbf{a}_{ij} p_j + \mathbf{b}_i x. \quad (2.48)$$

Esta é a mesma especificação que foi examinada no item 2.6.2.1, subitem a, (apenas sem a constante), que não satisfaz as restrições teóricas da demanda. Entretanto, com algumas modificações, é possível impor todas as restrições e garantir

¹⁷ A não ser que se considere um intervalo muito estreito dos dados em que as parcelas do dispêndio sejam constantes. Geralmente, isto não é possível para o conjunto de dados disponível.

¹⁸ O LES também pode ser obtido pela maximização das funções de utilidade direta de Stone-Geary, $u = \prod_k (q_k - \mathbf{g}_k)^{b_k}$ sujeita à restrição orçamentária.

a conformidade com a teoria. Iniciando-se pela homogeneidade, pode-se utilizar um modelo linear em que as variáveis independentes são normalizadas pelo preço de um bem qualquer, p_i :

$$q_i = \sum_j \mathbf{a}_{ij} \left(\frac{p_j}{p_i} \right) + \mathbf{b}_i \left(\frac{x}{p_i} \right). \quad (2.49)$$

Ou, de outra forma:

$$p_i q_i = \sum_j \mathbf{a}_{ij} p_j + \mathbf{b}_i x. \quad (2.50)$$

A homogeneidade é assim garantida, pois aumentos iguais de preços e dispêndio não influenciarão as quantidades demandadas. É possível demonstrar que, impondo as propriedades de simetria, aditividade e negatividade, o sistema LES é definido como (Stone, 1954):

$$p_i q_i = p_i \mathbf{g}_i + \mathbf{b}_i (x - \sum_j p_j \mathbf{g}_j), \quad (2.51)$$

com

$$\sum_i \mathbf{b}_i = 1 \text{ (Aditividade)}, \quad (2.52)$$

$$q_i > \mathbf{g}_i \quad \text{(negatividade),}$$

$$0 < \mathbf{b}_i < 1.$$

Dessa forma, após a imposição de todas estas restrições, a equação original foi transformada num sistema de demanda teoricamente plausível sem perder sua linearidade. Este é um exemplo da alternativa 1 descrita na seção 2.6 de como especificar diretamente as funções de demanda e impor as restrições teóricas para que elas estejam de acordo com a teoria.

Apesar de não haver restrições que garantam que $\mathbf{g}_i > 0$, estes parâmetros são geralmente considerados como quantidades de subsistência. Isso permite que o dispêndio numa função de demanda LES possa ser decomposto em 2 partes: os gastos para manter um nível mínimo de subsistência, $p_i \mathbf{g}_i$, e um termo interpretado como dispêndio residual ($x - \sum_j p_j \mathbf{g}_j$, o dispêndio feito após todos os gastos necessários

para manter o nível de subsistência de todos os bens sejam computados) alocado em proporções fixas dadas por \mathbf{b}_i . Assim:

$$p_i q_i = p_i \mathbf{g}_i + \mathbf{b}_i (x - \sum_j p_j \mathbf{g}_j), \quad (2.53)$$

em que, para qualquer bem i :

$p_i q_i$ = dispêndio total;

$p_i \mathbf{g}_i$ = dispêndio de subsistência;

$\mathbf{b}_i (x - \sum_j p_j \mathbf{g}_j)$ = dispêndio residual.

O grande problema com o LES é que a escolha da forma linear impõe restrições adicionais que não são desejáveis numa análise empírica. É possível mostrar que o LES é quase-homotético¹⁹, é derivado de uma função de utilidade que implica preferências aditivas²⁰, o que impede a existência de bens inferiores ou bens complementares líquidos (Deaton e Muellbauer, 1980a). Além disso, as elasticidades-dispêndio do LES são dadas pela razão entre a parcela marginal, constante no LES, e a parcela do orçamento gasta com o produto. Como as parcelas gastas com bens necessários tendem a cair com o aumento da renda (e do dispêndio), quando a renda cresce a correspondente elasticidade-dispêndio também cresce, indicando paradoxalmente que quanto maior a renda, maior é o dispêndio proporcional com os bens necessários.

2.6.2.2.1 - Formas Funcionais flexíveis

Os itens anteriores mostraram que especificações baseadas em funções de demandas lineares, como no caso da LES ou do modelo log-log, impõem restrições

¹⁹ Sob a 'quase-homoteticidade', as curvas de Engel são linhas retas, não necessariamente passando pela origem. As elasticidade-dispêndio tendem a 1 a medida que crescem os gastos. Como será visto nas seções seguintes, as pesquisas de orçamentos familiares revelam geralmente curvas de Engel não-lineares.

²⁰ As preferências são aditivas se a função utilidade pode ser escrita como: $u = F[v_1(q_1) + v_2(q_2) + \dots + v_n(q_n)]$. Neste caso, pode-se provar que as elasticidades cruzadas podem ser obtidas através da fórmula $e_{ij} = -w_j e_i (1 + \mathbf{f} e_i)$, ou seja, são produto das elasticidades-dispêndio, das parcelas do orçamento e da constante $\mathbf{f} = -\mathbf{b}_j (x - \sum_k p_k \mathbf{g}_k)$. Isto implica uma economia grande de parâmetros na estimação, mas é baseada apenas nas hipóteses pouco realistas sobre as preferências.

não-desejáveis nas preferências dos consumidores. Assim, é necessário procurar outras formas funcionais que apresentem poucas restrições implícitas para poder permitir funções de demanda que se aproximem da realidade dos dados. Esta busca levou ao desenvolvimento das formas funcionais flexíveis, como a Translog e o modelo AIDS.

a) Modelo Translog

O modelo Translog, cujo nome origina-se de *Transcendental Logarithmic Utility Functions*, foi desenvolvido por Christensen et al. (1971, 1975) e tornou-se um dos principais exemplos das formas funcionais flexíveis usadas nos sistemas de demanda. A idéia por trás das formas funcionais flexíveis é obter uma aproximação de uma função de utilidade qualquer, ou de uma função dispêndio qualquer ou de uma função de utilidade indireta qualquer, por meio de uma série de Taylor. No caso da Translog, considere uma função de utilidade $U(q)$ em que $q = [q_1, q_2, \dots, q_n]$ é um vetor de quantidades de n bens com preços $p = [p_1, p_2, \dots, p_n]$. O problema do consumidor pode ser colocado da seguinte maneira por meio do uso de uma função de utilidade indireta.

$$V(p, x) = \max\{U(q) \mid p'q = x\} \quad (2.54)$$

Em que $V(p, x)$ é a função de utilidade indireta e x é o dispêndio total. Assumindo que $U(q)$ é monotônica crescente e estritamente quase-côncava em q e a função de utilidade indireta é não-crescente e quase-convexa em p e homogênea de grau zero em (p, x) , define-se o vetor de preços normalizados $\mathbf{p} = \frac{p}{x}$. $V(p, x)$ pode então ser expressa por $V(p)$. Para especificar a forma funcional de $V(p)$, Christensen et al. (1975) especificaram uma aproximação logarítmica de segunda ordem de uma função de utilidade indireta qualquer por meio de uma série de Taylor. Dessa forma, fazendo uma expansão em torno do ponto $\mathbf{p}^0 = [p_1^0, p_2^0, \dots, p_n^0]$:

$$\ln[V(\mathbf{p})] = \ln[V(\mathbf{p}^0)] + \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln V}{\partial \ln p_i} (\ln p_i - \ln p_i^0) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 \ln V}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} (\ln p_i - \ln p_i^0) (\ln p_j - \ln p_j^0)$$

Usando o ponto $\mathbf{p}^0 = [1,1,\dots,1]$, a equação acima se simplifica para:

$$\ln[V(\mathbf{p})] = \ln[V(\mathbf{p}^0)] + \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln V}{\partial \ln \mathbf{p}_i}(\ln \mathbf{p}_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 \ln V}{\partial \ln \mathbf{p}_i \partial \ln \mathbf{p}_j}(\ln \mathbf{p}_i)(\ln \mathbf{p}_j) \quad (2.55)$$

Fazendo:

$$\ln[V(\mathbf{p}^0)] = \mathbf{a}_0 \quad \frac{\partial^2 \ln V}{\partial \ln \mathbf{p}_i \partial \ln \mathbf{p}_j} = \mathbf{b}_{ij}$$

$$\frac{\partial \ln V}{\partial \ln \mathbf{p}_i} = \mathbf{a}_i$$

A equação (2.55) pode ser escrita como:

$$\ln[V(\mathbf{p})] = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i(\ln \mathbf{p}_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{b}_{ij}(\ln \mathbf{p}_i)(\ln \mathbf{p}_j) \quad (2.56)$$

Substituindo $\mathbf{p}_i = \frac{p_i}{x}$, tem-se:

$$\ln[V(p, x)] = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i \ln\left(\frac{p_i}{x}\right) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{b}_{ij} \ln\left(\frac{p_i}{x}\right) \ln\left(\frac{p_j}{x}\right) \quad (2.57)$$

Aplicando a Identidade de Roy na equação acima resulta no sistema de demanda translog:

$$w_i(p, x) = - \frac{\frac{\partial \ln V(p, x)}{\partial \ln p_i}}{\frac{\partial \ln V(p, x)}{\partial \ln x}} = \frac{\mathbf{a}_i + \sum_j \mathbf{b}_{ij} \ln\left(\frac{p_j}{x}\right)}{\sum_j \mathbf{a}_j + \sum_i \sum_j \mathbf{b}_{ij} \ln\left(\frac{p_j}{x}\right)} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (2.58)$$

em que

w_i = Parcela do dispêndio total despendido com bem i

Como os preços estão normalizados pelo dispêndio total, a homogeneidade é satisfeita automaticamente. É possível mostrar que a aditividade implica que:

$$\frac{\mathbf{e}_{ij}^*}{w_j} = \mathbf{f} \mathbf{e}_i \mathbf{e}_j \quad (2.59)$$

em que

e_{ij}^* = elasticidade-preço compensada entre os bens i e j;

e_i = elasticidade-dispêndio do bem i;

f = constante.

E a simetria implica:

$$b_{ij} = b_{ji} \quad (2.60)$$

b) O modelo AIDS

O modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) foi desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980b) usando um algoritmo para geração de sistemas de demanda. Este algoritmo consiste nos seguintes passos:

- 1 - Especificar uma função dispêndio que represente as preferências;
- 2 - Diferenciar a função dispêndio com respeito aos preços a fim de se obterem demandas compensadas.
- 3 - Inverter a função dispêndio a fim de se obter a função de utilidade indireta;
- 4 - Usar a função de utilidade indireta para “descompensar” as demandas, obtendo demandas marshallianas ou não-compensadas.

Deaton e Muellbauer (1980b) especificam a função dispêndio como:

$$\ln c(u, p) = (1-u) \ln [a(p)] + u \ln [b(p)], \quad (2.61)$$

em que

$c(u, p)$ = função dispêndio

u = função utilidade

p = vetor de preços

Essa função faz parte da chamada classe PIGLOG (Price Independent Generalized Logarithmic). Essa classe de funções permite a agregação consistente das demandas individuais dos consumidores. As funções $a(p)$ e $b(p)$ podem ser entendidas como os custos de subsistência e de satisfação ('bliss'), respectivamente. Para obter uma forma funcional flexível, Deaton e Muellbauer (1980b) definiram $a(p)$ e $b(p)$ como:

$$\ln a(p) = \mathbf{a}_0 + \sum_k \mathbf{a}_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \mathbf{g}_{kj}^* \ln p_k \ln p_j \quad (2.62)$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \mathbf{b}_0 \prod_k p_k^{b_1}. \quad (2.63)$$

Assim, a função dispêndio do modelo AIDS é a seguinte:

$$\ln c(u, p) = \mathbf{a}_0 + \sum_k \mathbf{a}_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \mathbf{g}_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \mathbf{b}_0 \prod_k p_k^{b_1} \quad (2.64)$$

O procedimento padrão é obter as funções de demanda das funções dispêndio através do Lema de Shephard. Entretanto, Deaton e Muellbauer (1980b) usam uma versão ligeiramente modificada do Lema de Shephard, diferenciando o logaritmo da função dispêndio com respeito ao logaritmo dos preços. Esta derivação fornece as parcelas de dispêndio (w_i) ao invés das quantidades demandadas (q_i). Assim, a função de demanda Hicksiana da parcela de dispêndio é a seguinte:

$$w_i = \mathbf{a}_i + \sum_j \mathbf{g}_{ij} \ln p_j + \mathbf{b}_i u \mathbf{b}_0 \prod_k p_k^{b_1}. \quad (2.65)$$

em que:

$$\mathbf{g}_{ij} = \frac{1}{2} (\mathbf{g}_{ij}^* + \mathbf{g}_{ji}^*). \quad (2.66)$$

A determinação das demandas Marshallianas se dá pela inversão da função dispêndio e pela substituição do resultado na função de demanda Hicksiana. Dessa forma, a demanda Marshalliana a ser estimada é:

$$w_i = \mathbf{a}_i + \sum_j \mathbf{g}_{ij} \ln p_j + \mathbf{b}_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) \quad (2.67)$$

em que o índice de preço AIDS é definido por:

$$\ln P = \mathbf{a}_0 + \sum_k \mathbf{a}_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \mathbf{g}_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (2.68)$$

Empiricamente, Deaton e Muellbauer (1980b) sugerem o uso do Índice de Preços de Stone ao invés do Índice AIDS de forma a se obter um modelo linear nos seus parâmetros. O modelo usando o Índice de Stone é conhecido como “*Linear Approximate Almost Ideal Demand System*” (LA/AIDS). O Índice de Preço de Stone pode ser calculado como:

$$\ln P^* = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j. \quad (2.69)$$

Entretanto, Moschini (1995) prova que o índice de Stone não é invariante a mudanças da unidade de medida de preços e quantidades, o que pode levar a sérios problemas de aproximação com o modelo original. Ele sugere como substitutos dos índices de Stone outros índices, como:

$$\text{Índice de Stone corrigido: } \ln P^* = \sum_{j=1}^n w_j \frac{\ln p_j}{\ln p_j^o}. \quad (2.70)$$

Em que:

$$p_j^o = \text{preço no período base}$$

$$\text{Índice Log-linear de Laspeyres: } \ln P^* = \sum_{j=1}^n w_j^0 \ln p_j. \quad (2.71)$$

Em que:

$$w_j^0 = \text{parcela média ou parcela no período base}$$

Uma das razões para Deaton e Muellbauer denominarem esse sistema de AIDS está no fato de as restrições teóricas da demanda (Aditividade, Homogeneidade e Simetria) dependerem apenas dos parâmetros desconhecidos e, portanto, serem fáceis de impor ou testar. As restrições derivadas das propriedades teóricas da demanda são as seguintes:

a) Aditividade

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i = 0; \sum_{i=1}^n \mathbf{g}_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i = 0 \quad (2.72)$$

b) Homogeneidade

$$\sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} = 0. \quad (2.73)$$

c) Simetria

$$\mathbf{g}_{ij} = \mathbf{g}_{ji} \quad (2.74)$$

O “quase” (*almost*) do nome AIDS está relacionado ao fato de a negatividade depender dos dados, isto é, ser uma função das parcelas, preços e do dispêndio total. Para provar isso, é necessário desenvolver fórmulas para os termos da matriz de Slutsky. A fórmula geral para sistemas de demanda que apresentam parcelas de dispêndio como variável dependente é a seguinte:

$$\frac{\partial^2 c(u, p)}{\partial p_i \partial p_j} = s_{ij} = \frac{x}{p_i p_j} \left(w_i w_j + \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} + \mathbf{d}_{ij} w_i \right) \quad (2.75)$$

Em que:

$$\mathbf{d}_{ij} = 1 \text{ se } i \neq j;$$

$$\mathbf{d}_{ij} = 0 \text{ se } i = j.$$

Como essas são derivadas compensadas, para se computar a derivada dentro do parêntese em (2.75), é preciso usar a equação:

$$w_i = \mathbf{a}_i + \sum_j \mathbf{g}_{ij} \ln p_j + \mathbf{b}_i u \mathbf{b}_0 \prod_j p_j^{b_j} \quad (2.76)$$

Assim:

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \mathbf{g}_{ij} + \mathbf{b}_i \mathbf{b}_j u \mathbf{b}_0 \prod_j p_j^{b_j} \quad (2.77)$$

Usando (2.61) e omitindo os argumentos das funções, sabe-se que:

$$u = \frac{\ln x - \ln a}{\ln b - \ln a} \quad (2.78)$$

Substituindo (2.78) em (2.77) e simplificando:

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \mathbf{g}_{ij} + \mathbf{b}_i \mathbf{b}_j \ln \left(\frac{x}{p} \right) \quad (2.79)$$

Substituindo (2.79) em (2.75):

$$\frac{\partial^2 c(u, p)}{\partial p_i \partial p_j} = s_{ij} = \frac{x}{p_i p_j} \left(w_i w_j + \mathbf{g}_{ij} + \mathbf{b}_i \mathbf{b}_j \ln \left(\frac{x}{p} \right) + \mathbf{d}_{ij} w_i \right) \quad (2.80)$$

Claramente, s_{ij} depende dos dados em cada ponto e assim só pode ser calculado em cada ponto separadamente. Dessa fórmula, fica fácil ver também porque a propriedade da simetria requer apenas que $\mathbf{g}_{ij} = \mathbf{g}_{ji}$.

No caso do uso de séries de tempo, outra sugestão de Deaton e Muellbauer é usar o modelo em primeira diferença, auxiliando na solução de possíveis problemas relacionados à não-estacionariedade e correlação serial. Diferenciando (2.67), tem-se:

$$dw_i = \sum_j \mathbf{g}_{ij} d \ln p_j + \mathbf{b}_i (d \ln x - d \ln P) \quad (2.81)$$

Como:

$$d \ln x = \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j + \sum_{j=1}^n w_j d \ln q_j = d \ln P + d \ln Q \quad (2.82)$$

A equação (2.81) transforma-se em:

$$dw_i = \sum_j \mathbf{g}_{ij} d \ln p_j + \mathbf{b}_i d \ln Q \quad (2.83)$$

Para estimar o modelo acima, deve-se transformá-lo em diferenças finitas.

Assim:

$$\Delta w_{it} = \mathbf{b}_i \Delta \ln Q + \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} \Delta \ln p_{jt} + \mathbf{m}_t \quad (2.84)$$

em que:

$$\Delta w_{it} = w_{it} - w_{i(t-1)}$$

$$\Delta \ln Q = \sum_{i=1}^n w_{it} \Delta \ln q_{it}$$

\mathbf{m}_t = erro aleatório

c) O modelo Rotterdam

O modelo Rotterdam foi proposto por Theil (1965) e Barten (1966). Ele é um modelo bastante flexível²¹, possibilitando que as restrições derivadas da Teoria do Consumidor sejam facilmente testadas. Considerando a demanda Marshalliana $q_i = g_i(x, p_1, \dots, p_n)$ em que q_i =quantidade demandada, x =dispêndio e p_i =preço do bem i e diferenciando sua forma logarítmica, tem-se:

$$d \ln q_i = e_i d \ln x + \sum_{j=1}^n e_{ij} d \ln p_j. \quad (2.85)$$

em que:

e_i =elasticidades-renda

e_{ij} =elasticidades-preço

Usando a equação de Slutsky com elasticidades [equação (2.35)]:

$$d \ln q_i = e_i(d \ln x - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) + \sum_{j=1}^n e_{ij}^* d \ln p_j \quad (2.86)$$

Em que:

e_{ij}^* = elasticidade-preço compensada

Multiplicando a restrição acima por w_i , resulta numa forma apropriada para expressar as restrições de demanda:

$$w_i d \ln q_i = \mathbf{b}_i(d \ln x - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) + \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} d \ln p_j. \quad (2.87)$$

²¹ Segundo Barnett (1979), o modelo Rotterdam é uma aproximação de Taylor de um sistema de demanda qualquer e é tão flexível quanto os modelos translog e AIDS.

em que:

$$\mathbf{b}_i = w_i \cdot e_i = p_i \cdot \frac{\partial q_i}{\partial x}.$$

$$\mathbf{g}_{ij} = w_i \cdot e_{ij}^* = \frac{p_i \cdot p_j \cdot s_{ij}}{x}.$$

Outra forma possível para o modelo Rotterdam pode ser obtida pela diferenciação do logaritmo da restrição orçamentária²², gerando:

$$d \ln x = \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j + \sum_{j=1}^n w_j d \ln q_j = d \ln P + d \ln Q \quad (2.88)$$

Em que $d \ln P$ é o diferencial do logaritmo do índice de preços e $d \ln Q$ é o diferencial do índice de quantidades. Dessa forma, substituindo a equação acima em (2.87), obtém-se:

$$w_i d \ln q_i = \mathbf{b}_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} d \ln p_j \quad (2.89)$$

As equações (2.87) e (2.89) permitem a incorporação das restrições teóricas sobre a demanda. A soma dos parâmetros \mathbf{b}_i é o mesmo que a condição de Engel:

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i = \sum_{i=1}^n \left(p_i \cdot \frac{\partial q_i}{\partial x} \right) = 1.$$

A soma dos \mathbf{g}_{ij} origina:

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{g}_{ij} = \sum_{i=1}^n [w_i (e_i \cdot w_j) + w_i \cdot e_{ij}] = w_j \sum_{i=1}^n (w_i \cdot e_i) + \sum_{i=1}^n (w_i \cdot e_{ij}) = w_j + \sum_{i=1}^n (w_i \cdot e_{ij}) = 0.$$

O último termo da equação acima é a condição de Cournot [equação (2.9)]. Assim, a condição de aditividade pode ser expressa da seguinte forma:

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i = 1; \sum_{i=1}^n \mathbf{g}_{ij} = 0 \quad (2.90)$$

²² Ver Barten (1993), p.134-135

A condição de aditividade não é testável, mas a homogeneidade pode ser testada. Somando g_{ij} para todo j:

$$\sum_{j=1}^n g_{ij} = \frac{p_i}{x} \sum_{i=1}^n (s_{ij} \cdot p_j).$$

e usando a condição de aditividade:

$$\sum_{j=1}^n g_{ij} = 0. \quad (2.91)$$

Assim, a homogeneidade pode ser imposta e testada em cada equação. Já a simetria, usando (2.32) e a definição de γ_{ij} , implica $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ para todo i e j. A negatividade de S implica a negatividade de C (matriz de γ_{ij}), pois γ_{ij} é s_{ij} multiplicada por valores positivos (preços divididos por dispêndio). Assim, o teste de negatividade pode ser feito em C.

A estimação da equação (2.89) requer sua transformação para diferenças finitas. Dessa forma, o modelo empírico é o seguinte:

$$\bar{w}_{it} \Delta \ln q_{it} = \mathbf{b}_i \Delta \ln Q + \sum_{j=1}^n g_{ij} \Delta \ln p_{jt} + \mathbf{m}_{it} \quad (2.92)$$

em que:

$$\bar{w}_{it} = \frac{w_{it} + w_{i(t-1)}}{2}$$

$$\Delta \ln q_{it} = \ln q_{it} - \ln q_{i(t-1)} = \ln \left(\frac{q_{it}}{q_{i(t-1)}} \right)$$

$$\Delta \ln Q = \sum_{i=1}^n w_{it} \Delta \ln q_{it}$$

$$\mathbf{m}_{it} = \text{erro aleatório}$$

d) O modelo QUAIDS

O modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), desenvolvido por Blundell et al. (1993) e Banks et al. (1997), origina-se da constatação de que muitas curvas de Engel para uma série de bens não são lineares no logaritmo do

dispêndio total (ou renda) como pressupõem todos os modelos que partem da chamada forma Working-Leser ($w_i = a + b_i \log m$), como os modelos Translog e AIDS, por exemplo. Assim, a aplicação destes modelos aos dados não permite captar corretamente o comportamento dos consumidores ao longo de todas as faixas de renda. Quando se trabalha com um alto nível de desagregação de bens, como permitem geralmente as pesquisas de orçamento familiares como a POF/IBGE, a não-linearidade das curvas de Engel é bastante provável. A explicação está no fato de que, neste nível de detalhamento, há uma série de consumidores que não compram determinado bem e grande parte da resposta da demanda a um aumento do dispêndio total será dada pela entrada de novos compradores para o produto em questão, ou seja, a resposta será “extensiva” além da resposta “intensiva”, representado pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem. Este fato auxilia na produção de curvas de Engel não-lineares para muitos bens. Por exemplo, Banks et al. (1997) constatam que a maior parte do dispêndio dos consumidores ingleses no início da década de 1980 não obedecem à especificação Working-Leser. Dessa forma, eles propõem o modelo QUAIDS, que é construído especialmente para conter o modelo AIDS e adicionalmente possuir um termo quadrado do logaritmo do dispêndio total. Além disso, Cranfield et al. (2003), ao comparar variar formas funcionais para sistemas de demanda, sugerem o modelo QUAIDS como o mais adequado para estimação quando se utiliza dados de *cross-section* e quando há considerável variação de preços.

Banks et al. (1997) iniciam pela generalização das preferências PIGLOG, que são lineares no logaritmo do dispêndio ($\ln m$), e que resultam em demandas em que as parcelas de dispêndio (w_i) para cada bem também são lineares em $\ln m$. Assim, a forma geral mais simples de demandas consistentes com essa generalização é a seguinte:

$$w_i = A_i(p) + B_i(p) \ln x + C_i(p)g(x) \quad i=1, \dots, n \quad (2.93)$$

Em que:

p = vetor de preços;

$x = \frac{m}{a(p)}$ e $a(p)$ é um índice de preços qualquer;

$A_i(p), B_i(p), C_i(p)$ e $g(x)$ são funções diferenciáveis;

O termo $C_i(p)g(x)$ permite não-linearidades em m . Bens que possuem curvas de Engel lineares terão $C_i(p) = 0$.

Lewbel (1991) define como rank de um sistema de demanda qualquer a dimensão do espaço ocupado pelas suas curvas de Engel. Em outras palavras, o rank de um sistema de demandas é o máximo rank da matriz de coeficientes associado com as funções da variável dispêndio total (ou renda). O conceito de rank é útil para desenvolver uma taxonomia para sistemas de demanda de acordo com a forma das curvas de Engel (Cranfield et al., 2003). Demandas com rank 1 são as mais restritivas, sendo independentes da renda. Demandas com rank 2 permitem curvas de Engel lineares no logaritmo do dispêndio, não necessariamente passando pela origem e demandas rank 3 permitem curvas não-lineares no logaritmo do dispêndio.

O rank do sistema de demanda da equação (2.93) é igual ao rank da sua matriz de coeficientes das curvas de Engel, cuja dimensão é $(n \times 3)$, com linhas dadas por $[A_i(p) : B_i(p) : C_i(p)]$. Essa matriz tem apenas 3 colunas e assim o máximo rank possível é 3. Gorman (1981) prova que o rank de um sistema de demanda exatamente agregável²³ é no máximo 3. Estes sistemas são conhecidos como sistemas de demanda de rank completo. Assim, não haveria ganho em se incluir termos adicionais de x em (2.93).

Banks et al. (1997) provam que a função de utilidade indireta compatível com (2.93) seria da forma:

$$\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + I(p) \right\}^{-1} \quad (2.94)$$

Em que:

$$I(p) = \text{função diferenciável e homogênea de grau 0 em } p.$$

O termo dentro do colchete é a função de utilidade indireta de um sistema de demanda PIGLOG, ou seja, sistemas de demanda com parcelas do dispêndio de cada bem lineares no logaritmo do dispêndio total. Já o termo adicional, no caso do

²³ Sistemas de demanda exatamente agregáveis são definidos como sistemas de demanda que são lineares em qualquer função de m .

modelo AIDS, é nulo, ou seja, $I(p) = 0$. No modelo QUAIDS, Banks et al. (1997) definem $I(p)$ como:

$$I(p) = \sum_{i=1}^n I_i \ln p_i \text{ em que } \sum_i I_i = 1 \quad (2.95)$$

Os termos $a(p)$ e $b(p)$ são definidos de forma semelhante ao modelo AIDS.

$$\ln a(p) = \mathbf{a}_0 + \sum_k \mathbf{a}_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \mathbf{g}_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (2.96)$$

$$b(p) = \prod_k p_k^{b_i}.$$

Fazendo a derivação e obtendo as parcelas de dispêndio para cada bem, o resultado final para o modelo QUAIDS é o seguinte:

$$w_i = \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} \ln p_j + \mathbf{b}_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{I_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \text{ com } i=1, \dots, n \quad (2.97)$$

Pode-se notar que o modelo AIDS é um caso particular do modelo acima, bastando que $I(p) = 0$, como já ressaltado anteriormente. Assim, o modelo QUAIDS preserva todas as qualidades do modelo AIDS, ou seja, a flexibilidade, a facilidade de estimação e a consistência na agregação dos consumidores, permitindo adicionalmente captar de forma mais precisa os efeitos do dispêndio total ou da renda nas demandas de cada produto.

Para garantir a consistência com a Teoria da Demanda, as restrições sobre os parâmetros do modelo QUAIDS são os seguintes:

a) Aditividade

$$\sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i = 0; \sum_{i=1}^n \mathbf{g}_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i = 0; \sum_{i=1}^n I_i = 0 \quad (2.98)$$

b) Homogeneidade

$$\sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} = 0. \quad (2.99)$$

c) Simetria

$$\mathbf{g}_{ij} = \mathbf{g}_{ji} \quad (2.100)$$

A negatividade deve ser checada em cada ponto, da mesma forma que no modelo AIDS.

As elasticidades-dispêndio e preço da demanda são calculadas diferenciando (2.97) com respeito a $\ln m$ e $\ln p_j$, respectivamente, para se obter (Banks et al., 1997) :

$$\mathbf{m}_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \mathbf{b}_i + 2 \frac{\mathbf{I}_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad (2.101)$$

$$\mathbf{m}_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \mathbf{g}_{ij} - \mathbf{m}_i (\mathbf{a}_j + \sum_k \mathbf{g}_{jk} \ln p_k) - \frac{\mathbf{I}_i \mathbf{b}_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (2.102)$$

As elasticidades-dispêndio são dadas por:

$$e_i = \frac{\mathbf{m}_i}{w_i} + 1 \quad (2.103)$$

É fácil ver que com $\mathbf{b} > 0$ e $\mathbf{I} < 0$, é possível se obter elasticidades-dispêndio maiores do que 1 para baixos níveis de dispêndio e elasticidades-dispêndio menores do que 1 para altos níveis de dispêndio. Assim, com o QUAIDS, é possível que alguns bens sejam bens de luxo para baixos níveis de dispêndio (renda) e bens necessários para maiores níveis de dispêndio (renda), um comportamento bastante provável para certos alimentos e que não pode ser captado por outros modelos.

As elasticidades-preço não-compensadas são dadas por:

$$e_{ij} = \frac{\mathbf{m}_{ij}}{w_i} - \mathbf{d}_{ij} \quad (2.104)$$

Em que:

$$\mathbf{d}_{ij} = 0 \quad \text{para } \forall i \neq j;$$

$$d_{ij} = 1 \text{ para } \forall i = j.$$

As elasticidades-preço compensadas podem ser calculadas através da equação de Slutsky [equação (2.35)] e usadas para classificar os bens como substitutos ou complementares.

3 - DA TEORIA À PRÁTICA: QUESTÕES IMPORTANTES NA ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE DEMANDA

A Teoria do Consumidor, exposta no capítulo anterior, forma a base por meio da qual se compreende as relações de demanda na economia. Seus conceitos estão fundamentados nos pressupostos da economia neoclássica, com um agente maximizador que aloca seus recursos de forma ótima, dada uma restrição orçamentária. Outros pressupostos, como homogeneidade de bens, informação perfeita, ausência de incerteza, entre outros, estão implícitos em sua derivação. Apesar das críticas e problemas existentes em cada um desses pressupostos, a Teoria do Consumidor é, de forma geral, aceita como uma boa descrição de como agem os consumidores sob certas condições. Entretanto, a transposição de seus conceitos e propriedades para a análise empírica não é uma tarefa simples, nem isenta de problemas. Há uma série de dúvidas sobre a sua aplicação na estimação das equações e sistemas de demanda, além de existirem várias questões importantes sobre agregação, separabilidade e outras que devem ser analisadas pelo pesquisador. Esta transição da teoria à prática é de tal forma complexa que muitos estudos preferem ignorar a teoria, partindo para uma análise empírica pura, baseada apenas na mensuração atórica das relações entre quantidades, preços e renda. Outros assumem hipóteses fortes, explícitas ou não, para analisar as relações de demanda com dados agregados, sem reconhecer o papel fundamental da heterogeneidade entre os consumidores. Este capítulo tem o objetivo de analisar muitas das questões relacionadas à estimação das equações de demanda e sua adequação à Teoria.

3.1 – A Questão da Separabilidade e da Agregação na estimação das funções de demanda

No capítulo anterior, viu-se como a demanda por qualquer bem é uma função dos preços de todos os outros bens e da despesa total de acordo com a teoria do consumidor. Entretanto, ao se estimar uma função ou sistema de demanda, é impossível incluir os preços de todos os bens da economia, não só pela impossibilidade de obtenção de tal informação como pelo problema de falta de graus de liberdade para a estimação. Dessa forma, é necessário reduzir o número de bens a serem incluídos na estimação, sem que esta redução afete a qualidade das estimativas. Esta redução é feita geralmente por meio da introdução dos conceitos de separabilidade da demanda ou da agregação de bens examinados na estimação. Nesta seção, as condições necessárias para esta redução são examinadas.

Outra questão importante é que, em muitos casos, dados individualizados sobre as unidades de consumo não estão disponíveis e é necessário trabalhar com dados agregados. Entretanto, as condições para agregação dos consumidores de forma consistente com a teoria são bastante fortes e pouco compatíveis com a realidade. Estas condições também são examinadas nesta seção.

3.1.1 – O conceito de Separabilidade Fraca

A abordagem mais usada na estimação de equações de demanda é baseada na hipótese de que a função utilidade é fracamente separável. (Blackorby et al., 1978). O significado econômico da introdução do conceito de separabilidade fraca é que as decisões dos consumidores passam a ser feitas em dois estágios. Em primeiro lugar, os consumidores maximizam suas funções utilidade alocando sua renda entre grupos de produtos (por exemplo, carnes, cereais, verduras, etc.). Num segundo estágio, o orçamento de cada grupo seria alocado entre os bens dentro dos grupos (por exemplo, no grupo carnes, carne de frango, de boi, suína etc.). Sendo U a função utilidade e considerando três grupos de bens (G, H, I), a separabilidade fraca pode ser representada por (Blackorby et al., 1978):

$$U = v(q_1, \dots, q_k, \dots, q_j, \dots, q_n) = f[v_G(q_1, \dots, q_k), v_H(q_{k+1}, \dots, q_j), v_I(q_{j+1}, \dots, q_n)].$$

Uma conseqüência da hipótese da separabilidade fraca é que a demanda por um bem pode ser estimada usando apenas variáveis daquele grupo. Considerando o bem j do grupo G :

$$q_j = g_{jG}(p_1, \dots, p_k, x_G), \quad (3.1)$$

em que

x_G = orçamento gasto com bens do grupo G .

A condição necessária e suficiente para uma função ser fracamente separável é que a taxa marginal de substituição entre duas variáveis pertencentes ao mesmo grupo seja independente do valor de qualquer outra variável pertencente a outro grupo (Gorman, 1959). Esta condição pode ser descrita como:

$$\frac{\partial TMS_{ij}^k}{\partial q_n^m} = \frac{\partial}{\partial q_n^m} \left[\frac{\left(\frac{\partial U}{\partial v_k} \right) \left(\frac{\partial v_k}{\partial q_i^k} \right)}{\left(\frac{\partial U}{\partial v_k} \right) \left(\frac{\partial v_k}{\partial q_j^k} \right)} \right] = 0$$

em que

TMS_{ij}^k = taxa marginal de substituição entre os bens i e j pertencentes ao grupo k .

q_n^m = quantidade do bem n pertencente ao grupo m .

Isso impõe restrições severas no grau de substitubilidade entre os bens. Suponha que $i \in G$ e $j \in H$, com $G \neq H$. Diferenciando (3.1) com respeito a p_j e mantendo u constante, o único efeito deve ser por meio de x_G . Assim (Deaton & Muellbauer, 1980a):

$$s_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial x_G} \cdot \frac{\partial x_G}{\partial p_j} \text{ com } u \text{ constante}$$

$$s_{ji} = \frac{\partial q_j}{\partial x_H} \cdot \frac{\partial x_H}{\partial p_i} \text{ com } u \text{ constante} \quad (3.2)$$

Como $s_{ij} = s_{ji}$ por simetria, igualando as expressões acima e dividindo:

$$\frac{\frac{\partial x_G}{\partial p_j}}{\frac{\partial q_j}{\partial x_H}} = \frac{\frac{\partial x_H}{\partial p_i}}{\frac{\partial q_i}{\partial x_G}} \text{ com } u \text{ constante.} \quad (3.3)$$

Como o lado esquerdo da igualdade acima não envolve i e o lado direito não envolve j , a expressão (3.3) é independente de ambos e pode ser representada por I_{GH} . Assim:

$$\frac{\partial x_G}{\partial p_j} = I_{GH} \frac{\partial q_j}{\partial x_H} \text{ com } u \text{ constante.} \quad (3.4)$$

Assim, pela expressão de s_{ij} :

$$s_{ij} = m_{GH} \frac{\partial q_i}{\partial x} \frac{\partial q_j}{\partial x} \quad (3.5)$$

Em que:

$$m_{GH} \frac{\partial x_G}{\partial x} \frac{\partial x_H}{\partial x} = I_{GH} \quad (3.6)$$

Logo, a substituição entre os grupos devido a mudanças de preços é proporcional às derivadas com relação à renda. É importante salientar que a expressão acima mostra que as quantidades demandadas em um grupo não são independentes dos preços dos bens nos outros grupos ou do gasto total. Quando os preços de bens de outros grupos se modificam, o montante do gasto total alocado para cada grupo também irá se modificar. Assim, o consumidor irá realocar os gastos de cada bem em resposta a mudanças de preços relativos, pois o montante total é fixo. Como μ_{GH} é desconhecido, é possível eliminar essa constante dividindo s_{ik} por s_{jk} , em que j é outro bem pertencente a G:

$$\frac{s_{ik}}{s_{jk}} = \frac{\partial q_i}{\partial x} \cdot \frac{\partial x}{\partial q_j} \quad (3.7)$$

O teste de separabilidade fraca é feito usando a restrição acima. O problema é que todo o sistema precisa ser estimado, trazendo de volta a questão do número de graus de liberdade. Além disso, o poder desse teste é questionável (Lewbel, 1996).

3.1.2 - Separabilidade Forte ou Aditividade das preferências

Outro tipo de hipótese feita para diminuir os parâmetros das funções de demanda é a separabilidade forte ou aditividade das preferências. Neste caso, a função de utilidade direta é novamente formada por funções de utilidade para cada subgrupo,

mas agora eles são combinados de forma aditiva (Houthakker, 1960). Assim, a utilidade pode ser escrita como:

$$u = F[v_1(q_1) + v_2(q_2) + \dots + v_N(q_N)] \quad (3.8)$$

Em que:

v_i = Função de utilidade do subgrupo i .

q_i = Vetor de quantidades i .

Dessa forma, sob uma transformação monotônica, a função de utilidade toma uma forma aditiva explícita. Vale ressaltar que a exigência é que as preferências sejam aditivas e não a função de utilidade. Assim, por exemplo, $u = \prod_k \exp[v_k(q_k)]$ e $u = \sum_k v_k(q_k)$ são representações das mesmas preferências aditivas (Deaton e Muellbauer, 1980a). No caso em que há somente um bem em cada grupo, as preferências são chamadas de aditivas ou que “os gostos são independentes”. Os termos “fortemente separável” ou “bloco-aditiva” são usados quando há vários bens em cada grupo.

A aditividade se traduz no fato de que nenhum grupo ocupa um lugar especial nas preferências dos consumidores. A taxa marginal de substituição (TMS) entre dois bens quaisquer é independente de todos os outros bens:

$$\frac{\partial}{\partial q_k} \left[\frac{\partial U / \partial q_i}{\partial U / \partial q_j} \right] = 0 \quad \forall k \neq i, j. \quad (3.9)$$

Ao invés da restrição (3.5) da separabilidade fraca, com a aditividade tem-se:

$$s_{ij} = \mathbf{m} \frac{\partial q_i}{\partial x} \frac{\partial q_j}{\partial x} \quad \forall i, j \quad (3.10)$$

Assim, \mathbf{m} é independente dos grupos que os bens i e j fazem parte. Esta condição é observada para quaisquer bens i e j . A implicação prática desta condição é que todas as elasticidades-preço podem ser obtidas partindo das elasticidades-renda (Deaton, 1974). Para provar isto, basta primeiro calcular os termos da diagonal da

matriz de substituição S. Lembrando da condição de homogeneidade $\sum_k s_{ik} p_k = 0$,

tem-se:

$$s_{ii} = - \left(\frac{1}{p_i} \right) \sum_{i \neq j} s_{ij} p_j = - \frac{\mathbf{m}}{p_i} \frac{\partial q_i}{\partial x} \sum_{j \neq i} p_j \frac{\partial q_j}{\partial x} = - \frac{\mathbf{m}}{p_i} \frac{\partial q_i}{\partial x} \left[1 - p_i \frac{\partial q_i}{\partial x} \right]$$

Convertendo este último termo para elasticidades usando $e_{ij}^* = s_{ij} \frac{p_j}{q_i}$ e

$$e_{ij} = e_{ij}^* - w_j e_i :$$

$$e_{ii}^* = \mathbf{f} e_i - \frac{p_i q_i}{x} \frac{\mathbf{m}}{x} e_i e_i$$

$$e_{ii} = \mathbf{f} e_i - \frac{p_i q_i}{x} \frac{\mathbf{m}}{x} e_i e_i - w_i e_i$$

$$e_{ii} = \mathbf{f} e_i - w_i e_i (1 + \mathbf{f} e_i) \quad (3.11)$$

e

$$e_{ij} = -w_j e_i (1 + \mathbf{f} e_i) \quad (3.12)$$

Em que:

$$\mathbf{f} = - \frac{\mathbf{m}}{x} \quad (3.13)$$

Dessa forma, a obtenção das elasticidades-preço fica facilitada, principalmente para base de dados que não apresentam informações sobre preços. Este é um dos motivos principais porque se assume a separabilidade forte, pois a economia de parâmetros é considerável. Porém, as hipóteses em relação às preferências são muito restritivas. De forma geral, a matriz S será negativa semidefinida apenas se $\mathbf{m} > 0$ (de forma que $\mathbf{f} < 0$) e cada elasticidade-renda for positiva. Assim, impede-se a existência de bens inferiores e permitem-se apenas relações de substituição e não de complementaridade (Deaton e Muellbauer, 1980a). Estas hipóteses são bastante irrealistas e um exame dos dados de qualquer pesquisa de orçamentos familiares tende a desmenti-las. Um sistema de demanda que assume preferências aditivas é o Sistema de Despesas Lineares (LES), apresentado no capítulo anterior.

3.1.3 – Preferências Homotéticas

Outra hipótese normalmente usada em estudos de demanda é a da homoteticidade. As preferências são ditas homotéticas se existe uma transformação da função utilidade que é homogênea de grau um, ou seja, sob alguma normalização da utilidade, dobrar as quantidades significa dobrar a utilidade (Deaton & Muellbauer, 1980a). Assim:

$$u = F(v(q)) \quad v(\mathbf{q}q) = \mathbf{q}v(q) \quad (3.14)$$

Traçando um paralelo com a teoria da firma, as preferências são ditas homotéticas se a utilidade pode ser “produzida” sob retornos constantes à escala.

Uma consequência da homoteticidade é que as declividades das curvas de indiferença são constantes ao longo de um raio que passa pela origem (Figura 3.1). Se os preços são constantes e a renda aumenta, o consumo de todos os bens aumenta na mesma proporção. Isso significa que, sob homoteticidade, todos os bens têm elasticidade-renda igual a um (ou curvas de Engel são lineares passando pela origem). Outra consequência é que a composição do orçamento do consumidor é independente do gasto total ou da utilidade. Para verificar este fato, basta identificar a função dispêndio correspondente à função de utilidade homogênea, que é dada por:

$$c(p, u) = ub(p) \quad (3.15)$$

Em que:

$c(p, u)$ = função dispêndio.

$b(p)$ = função linearmente homogênea e côncava em p .

Diferenciando o log da função dispêndio:

$$w_i = \frac{\partial \ln c(p, u)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \ln(ub(p))}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \ln b(p)}{\ln p_i} \text{ que é independente de } u \text{ e do gasto}$$

total.

Como a hipótese de separabilidade forte exposta neste capítulo, a homoteticidade impõe restrições bastante forte e irrealistas nas preferências. O fato de as elasticidades-renda serem todas unitárias contradiz praticamente todos os estudos

de demanda já feitas com pesquisas de orçamentos familiares, que mostram mudanças no padrão de consumo à medida que a renda aumenta.

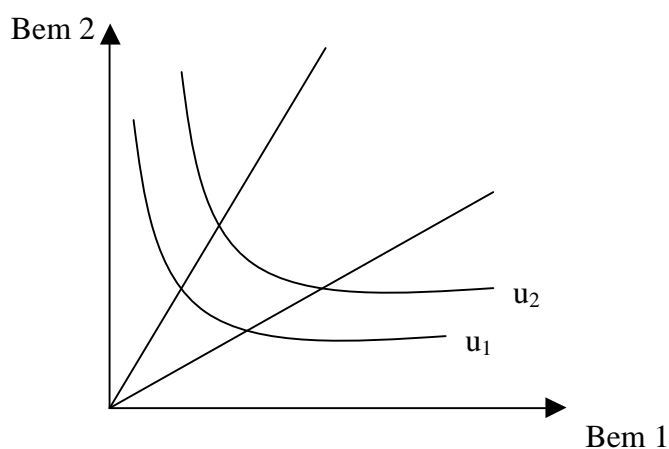


Figura 3.1 – Preferências homotéticas.

3.1.4 – Preferências quase-homotéticas

Para relaxar um pouco as hipóteses pouco realistas da homoteticidade, Gorman (1961) desenvolveu o conceito de quase-homoteticidade. Ele difere da homoteticidade pelo fato de que as curvas de Engel, apesar de ainda serem linhas retas, não necessariamente precisam passar pela origem. Assim, as elasticidades-renda (ou dispêndio) não são necessariamente iguais a um²⁴.

Uma estrutura de preferência quase-homotética pode ser obtida adicionando um “custo fixo” para a função dispêndio das preferências homotéticas de forma que:

$$c(p, u) = a(p) + ub(p) \quad (3.16)$$

Esta representação é conhecida como forma polar de Gorman. $a(p)$ pode ser entendida como um custo de subsistência ou custo de vida quando $u = 0$. Um exemplo de preferências quase-homotéticas com $c(u, p)$ dado pela forma polar de Gorman é o modelo LES, em que:

$$c(p, u) = \sum_{i=1}^n p_i g_i + u b_0 \prod_{i=1}^n p_i^{b_i} \quad (3.17)$$

²⁴ Apesar de tenderem a um quando a renda cresce.

Em que:

$$a(p) = \sum_{i=1}^n p_i g_i \quad (3.18)$$

$$b(p) = b_0 \prod_{i=1}^n p_i^{b_i} \quad (3.19)$$

Apesar de representarem um relaxamento das hipóteses restritivas da homoteticidade, as preferências quase-homotéticas ainda impõe restrições fortes, principalmente por determinarem curvas de Engel lineares. Como foi discutido no capítulo dois, as evidências são de que as curvas de Engel são não-lineares, principalmente para o caso de alimentos e quando se usa um alto nível de desagregação.

3.1.5 – Agregação de Bens.

Uma alternativa utilizada para reduzir o número de produtos incluídos na análise da demanda é a agregação de produtos em categorias mais amplas. Em muitos casos, estão disponíveis apenas as informações sobre agregados ou existem muitos produtos consumidos pelos consumidores e a agregação é a única alternativa, além da separabilidade, para lidar com o sempre presente problema da falta de graus de liberdade na estimação.

As duas abordagens usadas para justificar teoricamente a agregação são o Teorema do Bem Composto e o Teorema Generalizado do Bem Composto. O Teorema do Bem Composto (Hicks (1936); Leontief (1936)) afirma que se os preços de bens diferentes movem-se juntos de tal forma que a razão de preços é constante, então estes bens podem ser tratados como um único bem composto. O problema com a abordagem Hicks-Leontief é que suas hipóteses são praticamente impossíveis de serem atendidas. Em qualquer mercado, mesmo escolhendo substitutos próximos, os preços relativos tendem a se modificar devido a choques de oferta, alterações em tarifas, mudanças na taxa de câmbio, etc. A construção destes agregados é, assim, pouco realista e, por isso, essa abordagem é pouco utilizada.

Uma abordagem menos restritiva foi desenvolvida por Lewbel (1996) e é conhecida como Teorema Generalizado do Bem Composto. Este teorema relaxa as restrições de Hicks-Leontief permitindo que os preços relativos variem com o tempo, e assume apenas que as mudanças de preços relativos de bens dentro de um grupo não

sejam relacionadas com a taxa de inflação do grupo. Basta, assim, ao pesquisador testar se isto acontece com os dados de que dispõe. Se séries de tempo são utilizadas, correlações simples podem ser utilizadas se os preços são estacionários; caso contrário, testes de co-integração são necessários.

3.2 – Agregação dos Consumidores

Apesar da maior disponibilidade de dados individualizados de consumo através das pesquisas de orçamento familiar, em muitos casos ainda trabalha-se com dados agregados de consumo, em que se dispõe apenas da quantidade consumida total, dos preços observados e outros dados agregados. No Brasil, por exemplo, grande parte dos estudos utiliza dados agregados em séries de tempo, geralmente anuais, para estimar as equações de demanda. No entanto, não há nada na teoria do Consumidor exposta no Capítulo dois que assegure que as propriedades da demanda derivadas para o consumidor individual sejam aplicáveis diretamente à demanda agregada (Stoker, 1993). Esta transição da Microeconomia do comportamento do consumidor para a análise da demanda de mercado é chamada de o “problema da agregação”. O papel da agregação é fornecer as condições necessárias para que se possa tratar o comportamento dos consumidores como se fosse o resultado de um único consumidor maximizador. Isto é conhecido como agregação exata. Nesta seção, as condições necessárias para que as propriedades das funções de demanda individuais sejam mantidas pela demanda agregada serão examinadas²⁵.

3.2.1 – Agregação Linear Exata

Em primeiro lugar, é preciso determinar quais condições são necessárias para a existência de funções de demanda agregada de forma que seja possível escrever a demanda agregada como função dos preços e do gasto total agregado. Dada a existência da demanda agregada, é possível discutir se ela é derivada ou não de uma função utilidade de um “consumidor representativo”.

Algumas hipóteses iniciais são necessárias para mostrar as condições de existência da demanda agregada. Em primeiro lugar, será assumido que os gastos

²⁵ Esta seção está baseada em Deaton & Muellbauer (1980a), cap. 6.

totais de cada consumidor h , x^h , são exógenos. Adicionalmente, assume-se que os consumidores enfrentam os mesmos n preços para os n bens existentes. Esta hipótese permite que se concentre apenas nas diferenças de dispêndio total entre os consumidores para determinar as condições de agregação apropriadas. Assim, a agregação exata é obtida apenas pela imposição de restrições nas curvas de Engel dos consumidores (Gorman, 1953) Se os preços diferissem entre consumidores, as condições para agregação exata seriam muito mais restritivas²⁶.

Suponha que a demanda para o bem i pelo consumidor h seja dada por:

$$q_i^h = g_i^h(p, x^h) \quad (3.20)$$

Se há H consumidores, a demanda média é dada por:

$$\bar{q}_i = f_i(p, x^1, x^2, \dots, x^H) = \left(\frac{1}{H} \right) \sum_{h=1}^H g_i^h(p, x^h) \text{ para alguma função } f. \quad (3.21)$$

A agregação exata é possível se se pode escrever a função de demanda média como:

$$\bar{q}_i = g_i(p, \bar{x}) \quad (3.22)$$

Em que:

$$\bar{x} = \text{dispêndio total médio ou renda média.}$$

Note que a função de demanda agregada não depende da distribuição dos dispêndios x^h . Assim, a realocação de uma unidade monetária de um indivíduo para outro deve manter a demanda de mercado inalterada. Isso só pode acontecer se as propensões marginais a consumir forem idênticas para cada consumidor, uma suposição muito pouco realista principalmente quando se pensa nas diferenças no padrão de consumo entre ricos e pobres.

Uma forma funcional que atende a esta condição é a forma polar de Gorman:

$$q_i^h = \mathbf{a}_i^h(p) + \mathbf{b}_i(p)x^h \quad (3.23)$$

²⁶ Na realidade, as pesquisas de orçamento familiares mostram que os valores pagos pelos consumidores diferem bastante entre si. Isso pode ser resultado de fatores como qualidade do bem, locais de compra, custos de procura elevados, informação assimétrica, etc. Ver seção 3.5 para uma discussão dos “preços” nas POFs.

Note que $\mathbf{a}_i^h(p)$ é indexado por h, mas não $\mathbf{b}_i(p)$, ou seja, $\mathbf{b}_i(p)$ é igual para todos os consumidores. Se $\mathbf{a}_i^h(p)$ ou $\mathbf{b}_i(p)$ forem negativos, é preciso restringir x^h de forma a garantir que todas as demandas sejam não-negativas. Dessa forma, no agregado, tem-se:

$$\bar{q}_i = \mathbf{a}_i(p) + \mathbf{b}_i(p)\bar{x} \quad (3.24)$$

Em que se assume que nenhum dos x^h irá fazer com que q_i seja negativo. Se não se quiser impor restrições em x^h , deve-se retirar os interceptos de (3.23) e (3.24), de forma que q_i^h e \bar{q}_i sejam proporcionais a x^h e \bar{x} .

A função de dispêndio correspondente à especificação das demandas acima é dada por:

$$c(u, p) = a(p) + b(p)u \quad (3.25)$$

Essa também é uma forma polar de Gorman. A implicação desta função de dispêndio é de que as preferências são quase-homotéticas e as curvas de Engel são lineares e têm a mesma inclinação, ou seja, os consumidores têm a mesma propensão marginal a consumir. Além de ser pouco plausível, esta restrição exclui imediatamente a possibilidade de existência de bens que somente são consumidos em altos níveis de renda. Isso ocorre porque a redistribuição de gastos entre ricos e pobres não pode alterar a demanda agregada e, caso existam bens consumidos apenas em determinada faixa de renda, esta restrição não será observada. Dessa forma, para uma análise de demanda com alto nível de desagregação para produtos, como ocorre com a POF do IBGE, em que existem bens diferentes consumidos por diferentes parcelas da população, a agregação exata seria muito pouco realista. Para que ela fosse possível, seria preciso construir agregados amplos de produtos que juntassem vários bens que fossem consumidos em todas as parcelas da população²⁷.

Outro motivo pelo qual a agregação linear exata não é observada na prática relaciona-se com as diferenças observadas nas preferências entre os consumidores que são relacionados de forma não-linear com a renda (gasto total). Como foi visto, os interceptos da forma polar podem variar entre os consumidores e essa variação acontecerá devido à influência de características como educação, idade, composição da família, raça, etc. Parece plausível esperar que estas diferenças também sejam

²⁷ Por exemplo, carnes ao invés de filé mignon ou vegetais ao invés de alface

relacionadas com a renda de forma não-linear, de forma que a igualdade entre as respostas dos consumidores seja pouco provável. Uma resposta não-linear a variações da renda também é mais provável quanto maior o nível de desagregação dos produtos, pois mudanças de renda causariam respostas não só intensivas (variações na demanda de quem já consome) como também extensivas (entrada de novos consumidores no mercado do bem).

3.2.2 – Agregação Não-Linear Exata

Ao invés de trabalhar com quantidades, a agregação não-linear exata inicia-se pela agregação das parcelas orçamentárias de cada consumidor (Muellbauer (1975), (1976)). Assim, a parcela de orçamento agregada média é dada por:

$$\bar{w}_i = \frac{p_i \sum_{h=1}^H q_i^h}{\sum_{h=1}^H x^h} = \sum_{h=1}^H \frac{x^h}{\sum_{h=1}^H x^h} w_i^h \quad (3.26)$$

Em que:

\bar{w}_i = parcela do orçamento agregada média.

p_i = preço do bem i ;

q_i^h = quantidade demandada do bem i pelo consumidor h .

x^h = gasto total (ou renda) do consumidor h .

w_i^h = parcela orçamentária gasta no bem i pelo consumidor h .

H = número de consumidores.

Dessa forma, o padrão de demanda de mercado é a média ponderada das demandas individuais e não uma média aritmética simples como na agregação linear. Os pesos são dados pela parcela de cada consumidor no gasto total de todos os consumidores. Em geral, a parcela orçamentária média \bar{w}_i é uma função de todos os preços e do gasto total de cada consumidor. Uma abordagem possível seria restringir \bar{w}_i de forma que ele dependa apenas dos preços e do gasto médio. Esta abordagem resulta, entretanto, nas mesmas restrições da agregação linear exata. O que se deseja é definir um nível representativo de gastos, x_0 , que pode ser função de todos os preços

e da distribuição dos gastos dos consumidores, de tal forma que as funções de demanda agregada reflitam o comportamento de um consumidor representativo com nível de gasto x_0 . Assim, só se necessita a informação do nível representativo de gastos para estimar as equações ou sistema de demanda ao invés de informações detalhadas da distribuição dos gastos entre consumidores, o que é significativamente mais difícil de obter e trabalhar. Formalmente, pode-se afirmar que um consumidor representativo existe se se pode definir uma função de utilidade $y(x, p)$ com uma função dispêndio correspondente $c(u, p)$ de tal forma que para o nível de utilidade $u_0 = y(x_0, p)$, tem-se:

$$\bar{w}_i = w_i(p, u_0) = \frac{\partial \ln c(u_0, p)}{\partial \ln p_i} = \sum_{h=1}^H \left(\frac{x^h}{\sum_{h=1}^H x^h} \right) \frac{\partial \ln c^h(u^h, p)}{\partial \ln p_i} \quad (3.27)$$

Em que:

$c^h(u^h, p)$ = função dispêndio do consumidor h.

$u^h = y^h(x^h, p)$.

Essa é a condição necessária para a agregação não-linear exata. A principal diferença para a agregação linear exata é a hipótese de que o gasto representativo é uma função dos preços e da distribuição dos gastos entre os consumidores. Para garantir a existência do consumidor representativo, é necessário que a função dispêndio para o consumidor h seja da forma:

$$c^h(u^h, p) = \mathbf{q}^h[u^h, a(p), b(p)] + \mathbf{f}^h(p) \quad (3.28)$$

Em que $a(p)$, $b(p)$ e $\mathbf{f}^h(p)$ são funções linearmente homogêneas nos preços e $\mathbf{q}^h(p)$ é linearmente homogênea em $a(p)$ e $b(p)$. $\mathbf{q}^h(p)$ também é côncava em $a(p)$ e $b(p)$, com $a(p)$ e $b(p)$ sendo côncava nos preços, de tal forma que cada função dispêndio seja côncava em algum intervalo relevante dos gastos. Agregando todos os consumidores, $\mathbf{f}^h(p)$ deve somar zero de tal forma que a função dispêndio para o consumidor representativo seja igual a:

$$c(u, p) = \mathbf{q}[u_0, a(p), b(p)] \quad (3.29)$$

Em que:

$a(p)$ e $b(p)$ são as mesmas funções definidas acima.

Como u é um argumento dentro da função \mathbf{q} , as preferências não são necessariamente quase-homotéticas. Assim, (3.29) é uma generalização da função dispêndio com a forma polar de Gorman para o caso da agregação linear e, por isso, o nome dado à condição para a agregação não-linear é linearidade generalizada (*generalized linearity*).

3.2.2.1 – Os casos PIGL e PIGLOG

Por definição, sabe-se que o nível representativo dos gastos totais, x_0 , será algum ponto na distribuição de gastos de todos os consumidores. O nível exato é determinado pelo grau de não-linearidade da curva de Engel e pelo vetor de preços p . Um caso interessante é quando o nível de gastos representativo é independente dos preços e só depende da distribuição dos gastos entre os consumidores (Muellbauer, 1975). Este caso é conhecido como linearidade generalizada independente do preço, ou em inglês, *Price Independent Generalized Linearity* (PIGL). Neste caso, as funções dispêndio dos consumidores são dadas por:

$$c^h(u^h, p) = k^h [a(p)^a (1 - u^h) + b(p)^a u^h]^{\frac{1}{a}} \quad (3.30)$$

Em que:

k^h = escalar que capta as diferenças ente consumidores

\mathbf{a} = escalar.

A função dispêndio do consumidor representativo é dada por:

$$c(u_0, p) = [a(p)^a (1 - u_0) + b(p)^a u_0]^{\frac{1}{a}} \quad (3.31)$$

Assim, no caso PIGL, a função dispêndio representativa torna-se uma média ponderada pela utilidade, de ordem \mathbf{a} , entre os índices de preço $a(p)$ e $b(p)$. Quando $\mathbf{a} \rightarrow 0$, a função dispêndio representativa é igual a:

$$c(u_0, p) = (1 - u_0) \ln a(p) + u_0 \ln b(p) \quad (3.32)$$

A forma logarítmica acima é conhecida como PIGLOG. Exemplos de sua aplicação são os modelos AIDS e QUAIDS, descritos no capítulo dois, que assim permitem a agregação não-linear exata.

O parâmetro \mathbf{a} nas funções dispêndio acima determina a não-linearidade das curvas de Engel e, portanto, a relação entre dispêndio representativo e médio em (Deaton & Muellbauer, 1980a). Se $\mathbf{a} = 1$, as funções de dispêndio são claramente lineares e as curvas de Engel também. Em geral, as curvas de Engel tomam a forma:

$$w_i = \mathbf{g}_i + \mathbf{h}_i \left(\frac{x}{k} \right)^{-\mathbf{a}} \quad \text{no caso PIGL} \quad (3.33)$$

$$w_i = \mathbf{g}_i^* + \mathbf{h}_i^* \log \left(\frac{x}{k} \right) \quad \text{no caso PIGLOG} \quad (3.34)$$

Em que \mathbf{g}_i e \mathbf{h}_i são funções apenas dos preços. Como as parcelas orçamentárias são dadas por $w_i = \frac{p_i q_i}{x}$ e normalmente pensa-se em curvas de Engel com a forma $p_i q_i = f_i(x)$, deve-se multiplicar a equação acima por x , de forma que:

$$p_i q_i = \mathbf{g}_i + \mathbf{h}_i \left(\frac{x^{1-\mathbf{a}}}{k^{-\mathbf{a}}} \right) \quad (3.35)$$

Dessa forma, se $\mathbf{a} = -1$, as curvas de Engel são quadráticas e se $\mathbf{a} = 2$, as curvas de Engel têm termos lineares e hiperbólicos.

O gasto representativo pode ser encontrado pela combinação das equações (3.26) e (3.33) (assumindo também, por simplicidade, preferências idênticas entre os consumidores de tal forma que $k^h=1$) (Deaton & Muellbauer, 1980a):

$$\bar{w}_i = \frac{\sum_{h=1}^H x^h}{\sum_{h=1}^H x^h} w_i^h = \frac{\sum_{h=1}^H x^h}{\sum_{h=1}^H x^h} \mathbf{g}_i + \mathbf{h}_i \frac{\sum_{h=1}^H (x^h)^{1-\mathbf{a}}}{\sum_{h=1}^H x^h} = \mathbf{g}_i + \mathbf{h}_i x_0^{-\mathbf{a}} \quad (3.36)$$

Em que o gasto representativo é dado por:

$$x_0 = \left[\frac{\sum_{h=1}^H (x^h)^{1-a}}{\sum_{h=1}^H x^h} \right]^{-\frac{1}{a}} \quad (3.37)$$

Essa fórmula vale apenas para o caso PIGL. x_0 é linearmente homogênea nos x 's de tal forma que se pode escrever:

$$x_0 = k_0 \bar{x} \quad (3.38)$$

Em que \bar{x} é o gasto médio e k_0 combina os efeitos das curvas de Engel não lineares com a distribuição do gasto não necessariamente igual entre os consumidores. Para qualquer nível dado de \mathbf{a} , k_0 pode ser interpretado como um indicador de dispersão dos gastos com a forma funcional controlada por \mathbf{a} . Por exemplo, se $\mathbf{a} = -1$ e assim as curvas de Engel são quadráticas, k_0 é dado por:

$$k_0 = 1 + \frac{\mathbf{s}^2}{\bar{x}^2} \text{ em que } \mathbf{s}^2 = \text{variância dos gastos.}$$

A expressão (3.38) mostra que se pode usar o nível médio dos gastos como gasto representativo nos modelos empíricos quando as condições acima forem atendidas e os parâmetros estimados das variáveis de gasto forem reinterpretados.

No exemplo acima, assumiu-se a igualdade das preferências dos consumidores. Entretanto, é provável que o grau de heterogeneidade²⁸ seja importante na explicação dos padrões de demanda e cause diferenças entre os consumidores, mesmo que estes possuam a mesma renda. Assim, é provável que k^h varie significativamente entre consumidores. Uma abordagem possível é “deflacionar” x^h por k^h , o que equivaleria a explorar os dados em nível per capita, mas criando escalas de equivalência para captar as diferenças entre membros de cada família consumidora²⁹. Nesses casos, o nível representativo dos gastos é dado por:

²⁸ Dado por diferenças na composição familiar, educação, idade, região de moradia, etc.

²⁹ Para um exemplo de aplicação de escalas de equivalência, ver Aguero & Gould (2003).

$$x_0 = \left[\frac{\sum_{h=1}^H \left(\frac{x^h}{k^h} \right)^{1-a}}{\sum_{h=1}^H x^h} \right]^{-\frac{1}{a}}$$

O problema com essa abordagem é que ela requer informações desagregadas sobre as características dos consumidores de forma a se construir o índice k^h . Entretanto, caso essa informação estivesse disponível, provavelmente não se estaria usando a agregação não-linear e sim um modelo desagregado usando os dados individuais³⁰. O uso da agregação vem como resposta, na maior parte, à falta de dados disponíveis das unidades de consumo. Uma solução para a agregação que requer este tipo de informação parece pouco aplicável.

Como as hipóteses necessárias para a agregação consistente dos consumidores são bastante fortes, alguns pesquisadores criticam o uso do modelo do consumidor representativo³¹. De acordo com Stoker (1993), por exemplo, os modelos que usam agentes representativos não apresentam uma fundação firme na teoria econômica e não existem condições realistas que permitam ‘forçar’ os dados agregados a se ajustarem às restrições que são características de um problema de otimização individual. Ele recomenda o uso de dados individuais nos estudos de demanda para captar a heterogeneidade entre consumidores, muito importante para descrever os padrões de demanda. Caso seja necessário usar dados agregados, deve-se usar variáveis que capturem a estrutura de agregação ou fatores de agregação³² que permitam incluir medidas de heterogeneidade. Só assim é possível aplicar as restrições sobre a demanda prescritas pela teoria do Consumidor. A conclusão de seu artigo-resenha sobre a agregação é que a aplicação, no caso de dados agregados, de restrições apropriadas para o comportamento individual é uma prática sem qualquer fundamento e leva a desvios que são impossíveis de medir com o uso apenas de dados agregados. A única forma pela qual as restrições de caráter individual são consistentemente aplicáveis aos dados agregados é através da ligação dada por uma estrutura de agregação apropriada.

³⁰ Como o trabalho de Agüero & Gould (2003).

³¹ Ver Sonnenschein e Schafer (1982) para uma resenha destas críticas.

³² Ver Blundell et al. (1993) para um exemplo de construção de fatores de agregação.

3.3 – Séries de tempo versus corte seccional em estudos de demanda

Como foi visto no item anterior, o nível de agregação dos estudos de demanda traz conseqüências importantes e as hipóteses subjacentes são geralmente pouco realistas. A discussão do nível de agregação é praticamente a mesma discussão do uso de series de tempo ou corte seccional (*cross-section*) para estimar equações de demanda. Geralmente, o uso de séries de tempo se traduz em dados agregados para os consumidores; as informações disponíveis são geralmente apenas de quantidades totais, os preços e alguma medida de renda. Normalmente, não há qualquer medida de heterogeneidade entre consumidores como idade, raça, composição da família, etc. No caso de dados de corte seccional, pelo menos para as últimas décadas, existem informações detalhadas sobre as diferenças entre consumidores que influenciam o padrão de demanda, permitindo uma descrição individualizada de como estas variáveis afetam a demanda por tipo de alimento. Além disso, as pesquisas de orçamentos familiares (POFs) permitem a estimação de sistemas de demanda e não apenas de demandas individuais, o que parece ser mais plausível do ponto de vista da escolha do consumidor entre várias alternativas. O grande problema com as pesquisas de orçamento familiares é a sua disponibilidade. No Brasil, por exemplo, foram realizadas apenas quatro POFs com abrangência nacional, a primeira apenas no ano de 1975, conhecida como ENDEF 1975/76 (IBGE, 1978). Apenas duas destas POFs abrangeram as áreas rurais, que apesar de incluírem atualmente cerca de 19 % da população, concentra grande parte da pobreza e miséria no país.

Dessa maneira, apesar de uma maior disponibilidade nas últimas décadas, o acesso a informações desagregadas foi sempre bastante difícil no país³³. Isso talvez explique o fato de a maior parte dos estudos de demanda no Brasil usar séries de tempo, geralmente estimando equações de demanda para produtos individuais. Estes estudos, de forma geral, não incluem variáveis que captam as mudanças em aspectos fundamentais para a compreensão dos padrões de demanda. Por exemplo, mudanças no padrão demográfico (envelhecimento da população, aumento da proporção de adolescentes, etc.) certamente têm impacto nos padrões de consumo. Ao omitir estas variáveis, pode-se estar atribuindo à renda ou aos preços impactos sobre a quantidade consumida que na realidade refletem mudanças na estrutura etária da população. Este

³³ Este parece ser o caso também nos Estados Unidos, em que pesquisas de orçamentos familiares com abrangência nacional também são bastante escassas.

problema pode estar relacionado com a omissão de outras variáveis, como educação, presença de mulheres na força de trabalho etc. Dados individualizados que trazem este tipo de informação permitem captar a influência deste tipo de variáveis. Outros exemplos podem ser levantados, como diferenças regionais, entre meio urbano e rural e outros.

Em resumo, parece ser preferível, quando há disponibilidade, utilizar dados desagregados de consumidores individuais que permitem uma melhor descrição da estrutura de demanda entre os consumidores. Neste trabalho, isto será possível com a utilização da POF 2002/03, que apresenta uma série de informações úteis à análise da demanda de alimentos no Brasil³⁴.

3.4 – A questão dos preços nas Pesquisas de Orçamentos Familiares

A variável preço é talvez a mais importante na explicação da demanda de um produto. Entretanto, no caso das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) seu uso envolve uma série de controvérsias. Isso se deve principalmente porque em praticamente todas as POFs a informação de preço pago não está disponível. De forma geral, o que está disponível é a despesa total com a compra do produto e a quantidade adquirida (em kg ou em unidades) para cada unidade de consumo. A divisão da primeira pela segunda resulta no que é conhecido como valor unitário (*unit value*). O problema está no fato de que, formalmente, valor unitário não ser o mesmo que preço. Segundo Deaton (1997), por exemplo, valores unitários não são o mesmo que preços e são afetados pela escolha da qualidade assim como pelo preços atuais que o consumidor encontra no mercado. Dessa forma, a questão fundamental é que o valor unitário envolve a questão da qualidade do bem adquirido. O preço de um quilo de arroz pode ser diferente entre consumidores por refletir a qualidade do produto comprado. Este fato é importante, pois o atributo qualidade é certamente parte da escolha do consumidor. Dessa forma, o valor unitário não seria exógeno (como se assumiu que os preços eram no Capítulo dois), mas endógeno e, assim, deveria ser explicado também pelo modelo. Isso torna a estimação da demanda mais

³⁴ Ver o Capítulo quatro para uma descrição detalhada da POF 2002/03.

complexa, pois é preciso inicialmente modelar o valor unitário, ‘filtrando’ o papel da qualidade nos valores a serem usados na equação de demanda³⁵.

O fato de os preços *per se* não estarem disponíveis nas POF’s faz com que muitos pesquisadores ignorem esta variável e estimem curvas de Engel ao invés de curvas de demanda³⁶. O argumento é de que no curto período da pesquisa os preços são constantes e pode-se estimar Curvas de Engel sem maior perda de poder explicativo. Entretanto, segundo Polinsky (1977), a falha em especificar os efeitos dos preços ao se trabalhar com dados de corte seccional pode resultar em elasticidades-renda viesadas e enganosas. Para Cox e Wohlgenant (1986), a análise de Engel tradicional pode ser inapropriada se os preços não são constantes em cross-sections e todas as evidências parecem apontar para esse fato. Assim, a omissão dos preços não parece ser a solução adequada para estes casos.

A outra solução possível é tentar modelar o efeito qualidade de forma a se usar os ‘preços corrigidos pela qualidade’ nas equações de demanda. Várias correções são possíveis neste caso³⁷. O consenso parece ser que, quanto maior o nível de agregação dos bens analisados, maior o efeito-qualidade (Cox e Wohlgenant, 1986). Assim, estudos com alto grau de desagregação são menos suscetíveis a este problema. Além disso, segundo Cox e Wohlgenant (1986), as diferenças na estimação dos parâmetros resultantes da falha em se corrigir os preços de dados de corte seccional para o efeito qualidade são pequenos para bens homogêneos.

Logo, neste estudo, como são analisados 18 produtos alimentares bastante desagregados, a variável preço é dada pelo valor unitário, calculado pela divisão da despesa total com o produto pela quantidade adquirida para cada unidade de consumo.

3.5 – O uso da variável despesa total ou renda

Outra questão importante nos estudos de demanda é a escolha entre a variável renda ou despesa total para ser incluída nas equações a serem estimadas. A escolha da variável despesa total atende a propriedade da aditividade e assim é recomendada se o objetivo é construir um sistema de demanda derivado de uma estrutura de preferências. Além disso, a hipótese de separabilidade fraca permite que se trabalhe

³⁵ Ver Cox e Wohlgenant (1986) para um exemplo.

³⁶ Ver Hoffman (2000).

³⁷ Ver Cox e Wohlgenant (1986).

com a despesa total em um determinado grupo de interesse³⁸, desde que ele seja separável dos demais itens da despesa.

O uso da variável renda³⁹ é, entretanto, mais comum nos estudos de demanda, seja devido à predominância de estimações de demandas individuais utilizando séries de tempo, onde a variável despesa total não faz muito sentido teórico, seja pela utilidade de estimativas de elasticidade-renda para recomendações de política econômica ou análise de cenários de crescimento econômico. Assim, se o objetivo é a comparação dos valores estimados com outros estudos, mostrando a evolução dos padrões de consumo, a variável renda é a mais indicada. No entanto, seu uso não está isento de críticas. Além do problema da adequação teórica, há outras dificuldades na utilização da renda quando se trabalha com dados de pesquisas de orçamentos familiares. Medeiros (1978), por exemplo, argumenta que as informações de rendimento nas POF's estão muito mais sujeitas a erros de medida e recomenda o uso da variável despesa total. Philips (1974), citando argumento de Prais e Houthakker (1971), afirma que a renda total inclui toda espécie de componentes transitórios e assim, não seria um bom indicador da renda "normal", como ele denomina. A despesa total, mais estável, seria assim um melhor indicador.

Neste trabalho, ambas as variáveis serão utilizadas separadamente para atender os objetivos acima e comparar as diferenças resultantes do uso de cada uma. No caso do uso da despesa total, definindo y como a variável renda e x^G como a variável gasto total no grupo de interesse G , a relação entre elasticidade-renda e elasticidade-dispêndio é dada por:

$$\frac{\partial q_i}{\partial y} = \frac{\partial q_i}{\partial x^G} \frac{\partial x^G}{\partial y}$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial y} = \frac{\partial q_i}{\partial x^G} \frac{x^G}{q_i} \frac{\partial x^G}{\partial y} \frac{q_i}{x^G}$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial y} = e_i^G p^G \left(\frac{\partial q^G}{\partial y} \frac{y}{q^G} \right) \frac{q^G}{y} \frac{q_i}{x^G}$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial y} = e_i^G e_G \frac{q_i}{y}$$

³⁸ No caso deste trabalho, dezoito produtos alimentares.

³⁹ Que pode ser renda disponível, renda anual *per capita*, renda bruta, ou qualquer informação de rendimento.

$$\frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{y}{q_i} = e_i^G e_G$$

$$e_i = e_i^G e_G$$

Em que:

$$e_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{y}{q_i} = \text{elasticidade-renda do bem } i;$$

$$e_i^G = \frac{\partial q_i}{\partial x^G} \frac{x^G}{q_i} = \text{elasticidade-dispêndio do bem } i;$$

$$e_G = \frac{\partial q^G}{\partial y} \frac{y}{q^G} = \text{elasticidade do gasto total no grupo } G \text{ em relação à renda } y.$$

3.6 – Estimação de equações de demanda no Brasil

Há inúmeros estudos de demanda no Brasil, abrangendo desde produtos individuais, usando modelos lineares, a estudos de sistemas de demanda derivados de uma estrutura de preferências baseada em pesquisas de orçamentos familiares. A análise destes estudos permite a compreensão de como evoluiu a estimação das equações de demanda no país nas últimas décadas, assim como a disponibilidade de dados. É óbvio que não se pretende aqui listar todos os estudos existentes no país, mas esta seção procurará descrever estudos que representem uma amostra do tipo de análise de demanda feita no país. Ênfase será dada, na parte final, à estimação de sistemas de demanda, pela oportunidade de comparação posterior com os resultados deste estudo.

3.6.1 – Primeiros estudos de demanda

Estudos abrangentes sobre a demanda no Brasil, incluindo a estimação de equações, são relativamente recentes na história do país. A (in) disponibilidade de dados talvez tenha sido a principal causa dessa falta de estudos. Assim, até a década de 1960, muito poucas informações sobre estimativas de elasticidades-renda e preço estão disponíveis. Em relação às pesquisas de orçamentos familiares, praticamente todos os estudos possuíam abrangência local, e continham apenas informações de

determinadas parcelas da população⁴⁰. Em relação às séries de tempo, pouco havia sido ainda compilado para permitir estimações de demandas individuais.

A partir da década de 1960, com o aperfeiçoamento dos institutos de pesquisa no país e a necessidade de atualização dos índices de inflação, a disponibilidade de informações aumentou e permitiu o aparecimento de estimações de equações de demanda de alimentos que permitiram estimar elasticidades-renda e preço de alguns produtos. Na seqüência, alguns destes trabalhos serão apresentados, sendo classificados segundo sua fonte de dados (séries de tempo ou corte seccional), mostrando sua evolução até os dias atuais⁴¹.

3.6.2 – Estudos utilizando dados de corte seccional

Em 1967, o Ministério da Agricultura (1967), usando dados de uma POF feita no antigo estado da Guanabara pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), estimou elasticidades-renda para 12 tipos de alimentos para diferentes níveis médios de renda *per capita*. As equações continham apenas informações sobre quantidade consumida e renda, sem informações de preços. As maiores elasticidades-renda encontradas (acima de 0,8) foram para carne, leite, ovos, queijo e óleo vegetal enquanto farinha de mandioca e fubá apresentaram elasticidades muito baixas e decrescentes com a renda.

Usando os mesmos dados, além de POF's locais de Recife e Porto Alegre, a Fundação Getúlio Vargas (1974) também calcula elasticidades-renda para 23 produtos alimentares e utiliza projeções para o cálculo das mesmas para os anos de 1975 e 1980. São usadas equações individuais para cada produto e a forma funcional escolhida varia de produto a produto, sendo as mais usadas a forma linear, a duplo-log e a semilog, entre outras. Dentre os produtos com maior elasticidade, destacam-se a carne suína (0,86), e o leite (0,62). Dentre as menores, estão mandioca (-0,03), feijão (-0,03) e farinha de milho (-0,14).

Mandell (1971) utiliza os mesmos dados, além de POF's para algumas cidades do Nordeste, para estimar elasticidades-renda para o arroz usando formas funcionais

⁴⁰ Ver anexo 1 para um exemplo da disponibilidade de POF's para São Paulo.

⁴¹ Grande parte destes estudos procurou estimar apenas curvas de Engel e, assim, não podem ser formalmente caracterizados como equações de demanda. Entretanto, dada à relevância, eles também serão descritos aqui.

como a duplo-log e a log-inversa. Seus resultados indicam elasticidades-renda entre 0,558 para as cidades do Nordeste e 0,127 para o estado da Guanabara.

Araújo (1970) estima elasticidades-renda para 15 alimentos com dados de uma POF na cidade de Vitória-ES. O interessante é que este estudo procura investigar a influência da variável educação na demanda de alimentos. Sua conclusão, de forma surpreendente, é que esta variável não explica o comportamento do consumo de alimentos nessa cidade.

Castro (1972) usa a função duplo-log para estimar elasticidades-renda para uma série de produtos alimentares com dados de uma POF feita para a cidade de Piracicaba. Seus resultados permitem concluir que as elasticidades-renda são maiores nos menores estratos de renda e que produtos como carnes, verduras e legumes apresentam elasticidades maiores do que cereais.

Perez (1973) realiza uma POF em Piracicaba e estima elasticidades-renda para diversas classes de renda para 19 categorias de produtos alimentares. São testadas várias formas funcionais (linear, log-log, log-inversa, semilog,...) e uma poligonal com ajustamento das equações às diferentes classes de renda (e diferentes elasticidades). Entretanto, apesar de coerentes com o esperado, seus resultados são pouco significativos estatisticamente.

Barros (1975) calcula elasticidades-renda para a carne bovina usando dados para São Luis do Maranhão. Sua conclusão é de que a carne bovina é um bem normal, com elasticidade igual a 0,32.

Medeiros (1978) estima curvas de Engel para alimentação e educação na cidade de São Paulo usando dados da POF calculada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) nos anos de 1971/72. Ele modela a demanda através de uma transformação Box-Cox na variável dependente (gasto na categoria) e na variável explicativa (gasto total) e encontra elasticidades-renda decrescentes com a renda para a alimentação.

Furtuoso (1981) utiliza dados do ENDEF 1974/75 para calcular elasticidades-renda da demanda para várias categorias de produtos alimentares, com o objetivo de determinar o efeito de uma redistribuição de renda sobre a demanda de alimentos no estado de São Paulo. Para a estimação das elasticidades, duas formas funcionais foram utilizadas: log-inversa e uma poligonal. Seus resultados indicam elasticidades maiores nos menores estratos de renda e para categorias como frutas, ovos, leite e queijos e carnes e pescados.

Rossi (1982), usando dados do ENDEF 1974/75, estima curvas de Engel para a cidade do Rio de Janeiro usando curvas de concentração dos dispêndios dos vários itens do consumo familiar.

Musgrove (1986) utiliza dados do ENDEF 1974/75 para estimar elasticidades-preço e renda para vários produtos alimentares. Além disso, ele procura mensurar o efeito do tamanho da família no consumo de alimentos. Apesar da disponibilidade de dados, ele não utiliza um sistema de demandas; as equações são estimadas separadamente para cada produto. Suas conclusões são de que o consumo de arroz, macarrão, açúcar e leite fresco são bastante preço-elásticos. Além disso, as elasticidades-preço para a zona rural são consistentemente menores do que no meio urbano. Quanto ao efeito do tamanho da família, para quase todos os alimentos, a demanda per capita diminui com o aumento da família.

Hoffman (2000) usa dados da POF 1995/96 do IBGE e o modelo poligonal com três segmentos para estimar elasticidades-renda para vários produtos alimentares. Apesar da disponibilidade dos microdados, Hoffman prefere agregar os consumidores em três grandes estratos de renda e não utiliza medidas de heterogeneidade entre as unidades de consumo. Ele também não utiliza um sistema de demanda e as equações são estimadas separadamente. Seu nível de desagregação de produtos é bastante elevado, o que permite estimar elasticidades para produtos como filé mignon ($e_i = 1,344$), queijo minas ($e_i = 0,526$) e cerveja ($e_i = 0,619$).

Bacchi e Spolador (2002) também utilizam o modelo poligonal para estimar elasticidades-renda para a demanda de carne de frango no país usando dados das POF 1987/88 e 1995/96. Seus resultados indicam que o frango é um bem normal, mas que as partes nobres (peito e coxa) são bens superiores.

Tosta et al. (2003a) estimam elasticidades-renda para leite e derivados usando dados da POF 1995/96 e o modelo poligonal com três segmentos. Com exceção do leite fresco, considerado um bem inferior, todos os demais tipos de leite e derivados são considerados bens normais.

Tosta et al. (2003b) estimam elasticidades-renda para a carne suína para o Brasil e regiões metropolitanas utilizando dados das POFs 1987/88 e 1995/96 e o modelo poligonal com três segmentos. De modo geral, seus resultados para o Brasil indicam que as carnes suínas são consideradas bens normais, com elasticidades médias variando de 0,868 (presunto) a 0,390 (carnes com e sem osso) em 1996.

Santos et al. (2005) também utilizam o modelo poligonal com três segmentos para estimar elasticidades-renda para o café torrado e moído para o Brasil e os estados da região sudeste utilizando dados da POF 2002/2003. Os resultados indicam que o café é um bem normal e os consumidores do Sudeste são mais sensíveis a mudanças na renda quando comparados com os consumidores do Brasil como um todo.

3.6.3 - Estudos utilizando dados de séries de tempo

Paniago (1969) usa dados agregados em séries de tempo de 1946 a 1966 para estimar as equações de demanda de alguns produtos selecionados. Para o caso do arroz, por exemplo, sua estimativa de elasticidade-renda é de 1,276.

Serrano (1972) estima elasticidades-preço (própria e cruzadas) para a batatinha usando dados semanais para o ano de 1969. Ele utiliza o modelo linear e uma função potência para a estimação das equações e conclui que a demanda da batatinha é preço-elástica (-2,78) e que ela pode ser considerada como substituta da cebola.

Sobral (1973) também utiliza séries de tempo para o período de 1950 a 1970 e estima elasticidades-renda para alguns produtos alimentares. Para o caso do arroz, ela fica entre 0,320 e 0,391 para os modelos testados em seu trabalho.

Ávila (1973) estima elasticidades-renda e preço para a carne bovina no Rio Grande do Sul usando dados de 1947-1970. As equações são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) usando a especificação duplo-log. Seus resultados mostram que a carne bovina tem demanda inelástica e é um bem normal; suas estimativas são de elasticidade-preço de curto prazo de -0,49 e de longo prazo de -0,64 e elasticidades-renda de 0,26 (curto prazo) e 0,36 (longo prazo).

Brandt et al. (1973) estima elasticidade-preço e renda para a carne bovina para a cidade de Manaus usando dados mensais para o período de janeiro de 1970 a dezembro de 1971. Suas conclusões são de que a demanda é preço-inelástica (-0,6) e a carne bovina é um bem superior (2,6). O método utilizado foi o de equações simultâneas e as carnes de peixe e frango não tiveram influência na demanda de carne bovina.

Seraphim (1973), utilizando dados mensais de 1969-1972 para a cidade de Goiânia, estima elasticidades-preço e renda para a carne bovina através de MQO. Seus resultados também indicam que a carne é um bem normal, mas apontam que a demanda é preço-elástica no longo prazo.

Morimoto (1975) usa equações simultâneas para estimar elasticidades-renda para o mercado de peixes em São Paulo, encontrando elasticidades significativas apenas para a sardinha.

Vilas (1975), com dados anuais de 1950-70, utiliza equações lineares para estimar equações de demanda para o arroz. Sua estimativa de elasticidade-renda é muito baixa (0,07) em comparação com outros estudos.

Lobato (1982) estima um modelo de equações simultâneas para a demanda de carnes através do método de mínimos quadrados dois estágios (MQ2E) usando dados anuais de 1960-81. Sua conclusão é que as carnes têm demandas elásticas e o mercado possui preços interdependentes.

Fiallos (1982) utiliza séries temporais para calcular a equação de demanda para o tomate em São Paulo e Campinas. Ele utiliza como formas funcionais o modelo linear e o duplo-log. Os resultados mostram elasticidades-preço pouco menores do que um em módulo (demanda inelástica) para as duas especificações.

Bacchi (1989) usa uma função de demanda linear e o conceito de separabilidade fraca para estimar funções de demanda para a carne bovina no Brasil. Seus dados são séries anuais de 1957-87. O modelo utilizado é o de defasagens distribuídas e os resultados mostram a carne bovina pouco sensível à renda (elasticidade-renda igual a 0,30) e ao próprio preço (elasticidade-preço de curto prazo igual a -0,48 e de longo prazo igual a -1.09).

3.6.4 – Estimação de sistemas de demanda e modelos derivados de uma estrutura de preferências no Brasil

A estimação de sistemas de demanda com modelos derivados de uma estrutura de preferências como aqueles descritos no capítulo dois é um pouco mais raro no universo de estudos de demanda no Brasil. Entretanto, já há uma boa literatura no país, com vários trabalhos utilizando uma série de diferentes modelos e base de dados. As estimativas destes modelos, principalmente aqueles que apresentam alto nível de desagregação, são importantes na comparação com os resultados deste estudo.

Simões e Brandt (1981), por exemplo, usam o modelo LES expandido para analisar as elasticidade-preço e renda para categorias amplas contidas no ENDEF 1974/75, como alimentos, fumo etc. Apesar de os resultados serem pouco relevantes

para a comparação com este estudo, já há aí a preocupação com as propriedades da demanda, como o critério da aditividade, que foi observado.

Vale (1983) utiliza também o modelo LES expandido para analisar a demanda de produtos agrícolas de famílias rurais na Zona da mata de Minas Gerais.

Fernandes (1988) aplica o modelo Rotterdam para o mercado de carnes usando dados anuais de 1961 a 1985. Seus resultados indicam, como outros estudos para o setor, elasticidades-preço cruzadas baixas para os diferentes tipos de carnes (boi, suína e frango).

Mendes (1990) estima um sistema de equações para produtos lácteos (queijo, iogurte e leite) usando um modelo linear diferencial. Sua série de dados é anual com observações de 1970 a 1987 e a estimação utiliza o modelo SUR (*Seemingly unrelated regression*). Seus resultados mostram o leite com demanda preço-inelástica (-0,62) e como um bem superior (1,26) e o queijo também com demanda preço-inelástica (-0,27) e como um bem normal (0,87);

Já Viana (1999) usa o modelo Rotterdam para analisar a demanda brasileira de importação de cereais entre 1970-96.

Asano e Fiúza (2001) utilizam o modelo AIDS para analisar a demanda em categorias amplas (alimentação, habitação,...) das POF's de 1987/88 e 1995/96 do IBGE. Apesar da disponibilidade dos microdados, eles preferem agregar os consumidores para 20 faixas de renda, não existindo qualquer preocupação com medidas de heterogeneidade entre consumidores.

Thomas et al. (1991) utilizam também o modelo AIDS para analisar os padrões de consumo da população brasileira usando dados do ENDEF 1974/75. A preocupação é centrada principalmente no consumo alimentar. Os preços são calculados através de valores unitários. Este trabalho procura identificar o impacto da composição familiar na demanda de alimentos, identificando, por exemplo, impactos diferentes para a presença de crianças (ovos e laticínios consumidos em maior proporção) e mulheres adultas (maior consumo de hortaliças).

Bussinger (1996) utiliza o pouco conhecido sistema de demanda Florida-Slutsky para analisar a demanda de alimentos no país usando dados da POF 1987/88 do IBGE. Para evitar o problema do consumo zero⁴², ele utiliza categorias amplas de produtos (como frutas e vegetais, pão e massas etc.). As elasticidades-preço

⁴² Ver capítulo quatro para maiores detalhes sobre este problema.

calculadas foram todas menores do que um (em módulo) e muito pequenas, refletindo provavelmente o nível de agregação das categorias utilizadas. As elasticidades-renda também foram todas menores do que um, não existindo assim bens superiores na pesquisa.

Garcia (1998) utiliza dados da POF de 1995/96 referentes à Região Metropolitana de Porto Alegre para estimar um sistema de demanda de alimentos desagregado em dez categorias amplas, usando o modelo AIDS.

Santana (1999) utiliza um modelo de equações aparentemente não-correlacionadas para analisar um sistema de demanda de carnes no país entre os anos de 1990 e 1997. Seus resultados mostram, de forma surpreendente, que a carne de frango tornou-se um produto complementar das carnes bovina e suína no período.

Bertasso (2000) estima curvas de Engel para grupos de alimentos usando dados da POF 1995/96. Entretanto, ela não utiliza um sistema de demanda derivado de uma estrutura de preferências. A estimação é feita através de um modelo poligonal e também pelo procedimento de Heckman. Suas conclusões são de que os brasileiros das Regiões Metropolitanas tendem a mesclar os padrões 'tradicional' (que exigem certa elaboração no domicílio, como arroz, feijão, legumes, etc.) e 'moderno' (alimentos de fácil preparo, alimentos prontos, alimentação fora do domicílio) na alimentação.

Menezes et al. (2002) utilizam o modelo QUAIDS para estimar um sistema de demanda para 39 produtos alimentares usando dados da POF 1995/96. O nível de desagregação dos produtos é elevado. Entretanto, isso só é possível com a agregação dos consumidores em 30 grupos de renda, o que traz uma série de questionamentos como já discutidos no item sobre agregação. De qualquer forma, seus resultados mostram diferenças nos padrões de demanda entre as várias regiões brasileiras e a insuficiência do consumo alimentar no Brasil para as famílias de baixa renda.

Como referência final, deve-se destacar o trabalho de Agüero e Gould (2003) que utiliza o mesmo procedimento de estimação deste estudo, o procedimento de Shonkwiler e Yen (1999). Usando dados da POF 1995/96, eles procuram construir escalas de equivalência para comparar padrões de consumo para famílias de diferentes composições, usando dados agregados para produtos. Sua conclusão é de que o uso de escalas de equivalência realmente é importante para comparar as demandas em famílias de composição diferente.

4 – METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

4.1 – Efeito do uso de microdados na escolha da Metodologia

O uso dos dados originais individuais de pesquisas de orçamentos familiares (POFs), conhecidos como microdados, na estimação de equações de demanda de alimentos permite uma melhor especificação das equações, com a inclusão de variáveis que captam a heterogeneidade entre os consumidores. Isso permite uma melhor descrição dos padrões de demanda dos diferentes grupos, representando uma maior aderência dos modelos escolhidos à realidade. De acordo com Manchester (1977), a análise do padrão de consumo das famílias por meio do uso de microdados permite uma melhor estimação dos parâmetros da equação de demanda e uma melhora na previsão do consumo futuro em relação aos estudos que utilizam dados agregados. Além disso, os microdados, em geral, apresentam um maior número de observações do que qualquer série de tempo disponível, auxiliando no sempre presente problema dos graus de liberdade, dado o grande número de parâmetros a serem estimados.

Apesar de o nível de desagregação ser vantajoso no uso de microdados, ele não deixa de apresentar problemas que devem ser resolvidos pelo pesquisador. O maior destes problemas é o fato de o nível de desagregação geralmente resultar num grande número de famílias não consumindo um produto particular. Este problema, conhecido como Problema do Consumo Zero (PCZ), impõe uma série de restrições sobre quais métodos econométricos podem ser usados para estimar de forma correta as equações de demanda.

O Problema do Consumo Zero nas pesquisas de orçamentos familiares pode surgir basicamente de duas causas: baixa frequência de aquisições e uma solução de canto (*corner solution*) para o problema da maximização de utilidade dos consumidores. A primeira diz respeito ao fato de que os dados das POFs são geralmente obtidos por meio de entrevistas com os consumidores onde se pesquisa o padrão de consumo durante um período determinado, geralmente uma semana. Isso torna bastante provável a inclusão de consumidores que consomem um determinado bem, mas que não adquirem o mesmo na semana da pesquisa, seja devido à existência de estoque doméstico ou simplesmente pela probabilidade de que o ato de aquisição tenha ocorrido nas semanas anteriores ou só irá ocorrer nas semanas posteriores. Esses consumidores aparecem na POF como tendo consumo zero numa série de produtos, quando na verdade o consumo não é observado apenas pela baixa frequência das compras do consumidor. A outra causa reside no fato de que, dado o alto nível de desagregação, o universo de produtos pesquisados numa POF é imenso e assim é virtualmente impossível que um consumidor consuma todos os produtos pesquisados. Dessa forma, soluções de canto para o problema da maximização da utilidade são naturalmente observados para praticamente todos os consumidores e, assim, o consumo zero é uma escolha das famílias dadas suas preferências e a restrição orçamentária de cada uma.

O problema da baixa frequência de compras representa uma séria dificuldade e há alguns estudos que procuram resolver este problema com resultados pouco promissores⁴³. Além disso, estes estudos lidam apenas com demandas individuais e não com sistemas de demanda. A extensão dessa metodologia para o caso de sistemas de demanda implicaria uma série de problemas num contexto da estimação de dois estágios, como é utilizado neste estudo. Assim, preferiu-se não considerar o problema da baixa frequência de aquisições e assumiu-se que o consumo zero observado nos dados representa uma solução de canto para o problema do consumidor.

A Tabela 4.1 apresenta os dados da proporção de domicílios que apresentaram informações de aquisição para os produtos alimentares escolhidos para análise neste estudo. Pode-se notar que apenas no caso do produto pão francês a aquisição ocorre em mais de 50% dos domicílios, sendo que no caso da manteiga a frequência é de pouco mais de 5%. Produtos bastante populares como arroz e feijão, cujo consumo é

⁴³ Ver Gould (1992) e Blundel e Meghir (1987).

disseminado praticamente em todas as parcelas da população e em todas as regiões do país, apresentaram baixas frequências de aquisição, de cerca de 40 %. Parece claro que o problema aqui é de baixa frequência de compras. Produtos cuja frequência de aquisição é maior, como o pão francês, cujo ato de compra é muitas vezes diário, apresentam números mais próximos ao que se poderia esperar em relação à proporção de consumo. Este fato acaba distorcendo também as parcelas médias gastas com a cesta de 18 produtos, em que o pão francês acaba apresentando o maior valor, com um total de 15,46 % (Tabela 4.2).

Tabela 4.1 – Frequência de aquisição dos produtos alimentares, Brasil, 2002-2003

Produtos	Proporção de domicílios que informaram aquisição do produto (%)
Açúcar	41,20
Arroz	44,59
Banana	27,67
Batata	21,81
Carne bovina de primeira	21,74
Carne bovina de segunda	26,82
Farinha de mandioca	22,25
Feijão	38,09
Carne de Frango	40,21
Leite em pó	17,23
Leite Fluido	47,06
Macarrão	29,64
Manteiga	5,38
Margarina	20,70
Pão francês	63,38
Carne suína	27,78
Queijos	15,80
Tomate	30,15

Fonte: Elaboração do autor.

Apesar de representar um problema, já que a hipótese para a estimação é de que o consumo zero é uma solução de canto para o problema do consumidor, ou seja, assume-se que o consumidor escolhe consumir zero daquele produto e não que este é um problema de baixa frequência de aquisições, preferiu-se neste trabalho continuar

com os dados nesse nível de agregação. A maior parte dos estudos sobre demanda no Brasil, como descritos no capítulo 3, lida com este problema por meio da agregação dos produtos em categorias mais amplas (cereais, verduras, etc.), que diminuem consideravelmente o problema do consumo zero. Outros mantêm a desagregação por produtos, mas agregam os consumidores por faixas de renda, diminuindo também a gravidade do problema. Pelas razões já expostas no capítulo 3, essas abordagens apresentam problemas e demandam hipóteses fortes e pouco realistas. Preferiu-se, assim, continuar a estimação com este nível de desagregação e analisar os resultados encontrados, até mesmo para determinar até que ponto as estimativas encontradas são afetadas pela baixa frequência de aquisição/consumo dos produtos analisados.

Tabela 4.2 – Parcela média do gasto total com a cesta de 18 produtos alimentares, Brasil, 2002-2003

Produtos	Parcela Média (%)
Açúcar	5,91
Arroz	10,33
Banana	2,66
Batata	1,62
Carne bovina de primeira	7,02
Carne bovina de segunda	7,41
Farinha de mandioca	2,91
Feijão	6,26
Carne de Frango	11,01
Leite em pó	3,28
Leite Fluido	11,25
Macarrão	2,98
Manteiga	0,49
Margarina	1,72
Pão francês	15,46
Carne suína	5,44
Queijos	2,56
Tomate	1,69

Fonte: Elaboração do autor.

O problema do consumo zero, em termos econométricos, significa que é necessário lidar com a estimação de parâmetros num contexto de variáveis

dependentes censuradas. Neste caso, sabe-se que o uso de mínimos quadrados ordinários produz estimativas viesadas e inconsistentes (Greene, 2000). Assim, outros métodos devem ser utilizados.

No caso de demandas individuais, a estimação por Máxima Verossimilhança do modelo Tobit pode ser utilizado. Já para sistemas de demanda, ou seja, um sistema de equações com variáveis dependentes limitadas, apesar de a literatura a respeito ser considerável⁴⁴, a estimação direta por máxima verossimilhança é extremamente complicada, principalmente quando a censura ocorre em múltiplas equações, pois é preciso avaliar integrais múltiplas na função de verossimilhança (Shonkwiler & Yen, 1999). Além disso, modelos de decisão de apenas um estágio, como o Tobit, assumem que há simultaneidade na decisão de consumir e no total a ser consumido. Haines et al. (1988) argumentam que a decisão de consumo de produtos alimentares deve ser modelada como um problema de dois estágios, onde não só as decisões são separadas como os determinantes de cada um dos estágios também podem diferir.

É nesse contexto que os modelos de dois estágios para estimação de equações de demanda de alimentos foram desenvolvidos e passaram a dominar a literatura nos anos 1990. O modelo mais utilizado no período foi desenvolvido por Heien & Wessels (1990) e utilizado originalmente para um sistema de demanda de 11 categorias de produtos alimentares. Esse modelo é uma aplicação particular do estimador de Lee (1978), que utiliza variáveis endógenas observáveis, variáveis endógenas latentes não-observáveis com indicadores dicotômicos e variáveis dependentes limitadas e censuradas. Lee (1978) prova que estimadores de dois estágios resultantes desse procedimento são assintoticamente mais eficientes que outros estimadores de dois estágios, como o de Heckman (1978) e o de Nelson e Olson (1978).

O primeiro estágio do Procedimento de Heien & Wessels (HW) consiste nas chamadas “equações de seleção”, que examinam os determinantes da decisão do consumidor em consumir ou não um determinado produto. Assim, o Modelo Probit é utilizado em equações para cada produto. Os resultados deste estágio são utilizados para computar uma variável de seleção, a razão inversa de Mills, que é usada como instrumento para incorporar as variáveis latentes censuradas na estimação do segundo estágio. Este estágio pode ser estimado por meio do uso do modelo SUR. Shonkwiler

⁴⁴ Ver Amemiya (1974), Lee & Pit (1986), (1987), Wales & Woodland (1983).

& Yen (1999) provam, entretanto, que o procedimento HW apresenta inconsistências internas que tornam os resultados pouco confiáveis⁴⁵. De fato, suas simulações de Monte Carlo mostram problemas graves como reversões de sinal dos parâmetros estimados, o que pode sugerir que os resultados das aplicações utilizando a metodologia HW são na realidade o oposto das relações que os dados indicam. Estes problemas levaram Shonkwiler & Yen a propor um modelo de estimação de dois estágios nos mesmos moldes de HW, porém sem as inconsistências internas citadas anteriormente. Este procedimento é utilizado neste trabalho para estimar o sistema de equações de demanda para 18 produtos alimentares.

4.2 – Método Utilizado: o Procedimento de Shonkwiler & Yen

Suponha que se deseja modelar a demanda de M produtos alimentícios e que há N famílias no conjunto de dados disponível ao pesquisador. O procedimento de Shonkwiler e Yen aborda este problema como um processo de aquisição de dois estágios:

Primeiro estágio

$$d_{in}^* = Z_{in}' \mathbf{a}_i + \mathbf{u}_{in}$$

$$d_{in} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{in}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{in}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{com } i = 1, \dots, M \text{ e } n = 1, \dots, N$$
(4.1)

Segundo estágio

$$y_{in}^* = f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + e_{in}$$

$$y_{in} = d_{in} y_{in}^* \quad \text{com } i = 1, \dots, M \text{ e } n = 1, \dots, N$$
(4.2)

em que

⁴⁵ Para maiores detalhes, ver Shonkwiler & Yen (1999), pág. 973.

d_{in}^* = Variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o i-ésimo produto;

d_{in} = Variável dicotômica observada representando se o enésimo consumidor consome ($d_{in} = 1$) ou não consome ($d_{in} = 0$) o i-ésimo produto.

Z_{in} = Vetor de variáveis exógenas que impactam a decisão do consumidor em adquirir o produto;

\mathbf{a}_i = Vetor de parâmetros da equação de decisão;

y_{in}^* = Variável latente representando a quantidade consumida de determinado produto;

y_{in} = Variável dependente observada representando a quantidade consumida de determinado produto (geralmente, parcela do gasto total com determinado produto);

$f(x_{in}, \mathbf{b}_i)$ = Forma funcional da função de demanda;

X_{in} = Vetor de variáveis que impactam a decisão do consumidor em quanto adquirir do produto;

\mathbf{b}_i = Vetor de parâmetros;

\mathbf{u}_{in} e e_{in} = erros aleatórios.

Seguindo o resultado de Wales e Woodland (1980), Shonkwiler e Yen (1999) assumem que, para cada i, os termos de erro $[e_{in} \ \mathbf{n}_{in}]'$ sejam distribuídos como uma normal bivariada com $\text{Cov}(e_{in} \ \mathbf{n}_{in}) = \mathbf{d}_i$. Dessa forma, a esperança condicional e a esperança não-condicional da variável dependente y_{in} são dadas por:

$$E(y_{in} | d_{in} = 1) = f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + \mathbf{d}_i \frac{\mathbf{f}(Z_{in}' \mathbf{a}_i)}{\Phi(Z_{in}' \mathbf{a}_i)}$$

$$E(y_{in}) = \Phi(Z_{in}' \mathbf{a}_i) f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + \mathbf{d}_i \mathbf{f}(Z_{in}' \mathbf{a}_i)$$

em que

$\mathbf{f}(Z_{in}' \mathbf{a}_i)$ = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em $Z_{in}' \mathbf{a}_i$;

$\Phi(Z_{in}'\mathbf{a}_i)$ = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em $Z_{in}'\mathbf{a}_i$;

Baseado no resultado acima, o sistema de equações em (4.1) pode ser reescrito como:

$$y_{in} = \Phi(Z_{in}'\mathbf{a}_i)f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + \mathbf{d}_i\mathbf{f}(Z_{in}'\mathbf{a}_i) + \mathbf{x}_{in} \quad (4.3)$$

com $i = 1, \dots, M$ e $n = 1, \dots, N$ e $\mathbf{x}_{in} = y_{in} - E(y_{in} | X_{in}, Z_{in})$.

Shonkwiler e Yen (1999) argumentam que este sistema pode ser estimado usando um procedimento de dois estágios englobando todas as observações disponíveis, independente se o bem é consumido ou não pelo consumidor. No primeiro estágio (Decisão de compra), estimativas $\hat{\mathbf{a}}_i$ de \mathbf{a}_i são obtidas usando o Modelo Probit. Nesse caso, pode-se usar a estimação por Máxima Verossimilhança (MV) para estimar os parâmetros. As funções de Log-verossimilhança podem ser representadas por:

$$\text{LLF}_{\text{probit}}(\mathbf{a}_i | d_{in}, Z_n) = \sum_{d_{in}=0} \ln[1 - \Phi(Z_{in}'\mathbf{a}_i)] + \sum_{d_{in}=1} \ln \mathbf{f}(Z_{in}'\mathbf{a}_i) \quad (4.4)$$

As estimativas $\hat{\mathbf{a}}_i$ do primeiro estágio são utilizadas para calcular $\mathbf{f}(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i)$ e $\Phi(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i)$ e estimar os parâmetros \mathbf{b}_i e \mathbf{d}_i no sistema:

$$y_{in} = \Phi(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i)f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + \mathbf{d}_i\mathbf{f}(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i) + \mathbf{h}_{in} \quad (4.5)$$

$(i = 1, \dots, M \text{ e } n = 1, \dots, N)$

em que

$$\mathbf{h}_{in} = e_{in} + [\Phi(Z_{in}'\mathbf{a}_i) - \Phi(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i)]f(X_{in}, \mathbf{b}_i) + \mathbf{d}_i[\mathbf{f}(Z_{in}'\mathbf{a}_i) - \mathbf{f}(Z_{in}'\hat{\mathbf{a}}_i)]$$

com

$$E(\mathbf{h}_{in}) = 0$$

$$\begin{aligned}
\text{Var}(\mathbf{h}_{in}) = & \mathbf{s}^2 \Phi(Z_{in}' \mathbf{a}_i) + [1 - \Phi(Z_{in}' \mathbf{a}_i)] \{ [f(X_{in}, \mathbf{b}_i)]^2 \Phi(Z_{in}' \mathbf{a}_i) \\
& + 2f(X_{in}, \mathbf{b}_i) \mathbf{d}_i f(Z_{in}' \mathbf{a}_i) \} - \mathbf{d}_i^2 \{ Z_{in}' \mathbf{a}_i f(Z_{in}' \mathbf{a}_i) + [f(Z_{in}' \mathbf{a}_i)]^2 \}
\end{aligned}
\tag{4.6}$$

\mathbf{h}_{in} tem a mesma distribuição assintótica de \mathbf{x}_{in} . O sistema de equações do segundo estágio representado na equação (4.5) é estimado por máxima verossimilhança por meio de um SUR não-linear em que a função de Verossimilhança para o n ésimo consumidor é a seguinte:

$$\begin{aligned}
LLF_{SUR,n}(\mathbf{b}, \Sigma | y_n, X_n, Z_n, \hat{\mathbf{a}}) = & -\frac{M}{2} \ln(2\mathbf{p}) - \frac{1}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \mathbf{h}_n' \Sigma^{-1} \mathbf{h}_n \tag{4.7} \\
& (n = 1, \dots, N)
\end{aligned}$$

em que

Σ = Matriz (M x M) de covariância dos erros para os M produtos;

\mathbf{h}_n = Vetor (M x 1) de erros das equações;

Como as estimativas do probit do primeiro estágio são consistentes, a maximização da função de Verossimilhança acima produz também estimativas consistentes. Entretanto, como se pode notar pela expressão (4.6), \mathbf{h}_{in} é heterocedástico, o que faz com que o estimador de máxima verossimilhança no segundo estágio seja ineficiente.

Outro problema que surge com uso das estimativas $\hat{\mathbf{a}}_i$ no segundo estágio é que a matriz de variância-covariância do segundo estágio é incorreta. Murphy & Topel (1985) provam que o uso de coeficientes estimados de um probit no primeiro estágio para construção de variáveis no segundo estágio implica que a matriz de variância-covariância dos coeficientes do segundo estágio é viesada. Isso ocorre porque as variáveis não-observadas imputadas no segundo estágio são baseadas em estimativas do primeiro estágio, e não nos valores verdadeiros. A matriz de variância-covariância dos coeficientes do segundo estágio pode ser corrigida para lidar com esse problema através do chamado Procedimento de Murphy & Topel: dadas as equações univariadas do probit no primeiro passo, pode-se definir a verossimilhança conjunta

das decisões discretas de compra dos M produtos, $LLF_{estagio_1}$, como a soma das funções de log-verossimilhança individuais do probit:

$$LLF_{estagio_1} = \sum_{j=1}^M LLF_{probit,jn}(\mathbf{a}_j | d_{jn}, Z_n) = \sum_{d_{in}=0} \ln[1 - \Phi(Z_{jn}'\mathbf{a}_j)] + \sum_{d_{in}=1} \ln f(Z_{jn}'\mathbf{a}_j) \quad (n = 1, \dots, N) \quad (4.8)$$

Dessa função de Verossimilhança, assume-se que a matriz (ML x ML) de covariância dos coeficientes do primeiro estágio é bloco-diagonal:

$$V_1 = diag[V_{1,1}, V_{1,2}, \dots, V_{1,n}]$$

em que

$V_{1,j}$ = Matriz de covariância (L x L) dos coeficientes associados ao j-ésimo produto.

Representando Λ_2 como a matriz de parâmetros estimados no segundo estágio e V_2 a matriz de covariância associada a esses coeficientes, Murphy & Topel (1985) provam que a estimação de Λ_2 por máxima verossimilhança no segundo estágio é consistente e assintoticamente normal com matriz de covariância V_2^* igual a:

$$V_2^* = V_2 + V_2[CV_1C' - RV_1C' - CV_1R']V_2 \quad (4.9)$$

em que

$$C = E \left[\frac{\partial LLF_{SUR}}{\partial \Lambda_2} \frac{\partial LLF_{SUR}}{\partial \mathbf{a}'} \right];$$

$$R = E \left[\frac{\partial LLF_{SUR}}{\partial \Lambda_2} \frac{\partial LLF_{estagio_1}}{\partial \mathbf{a}'} \right].$$

Pode-se notar que o desvio-padrão do segundo estágio (derivado de V_2) será sempre menor do que o valor corrigido porque a matriz corrigida de covariância V_2^* tem uma matriz positiva definida adicional originária do primeiro estágio. O uso

da matriz corrigida V_2^* garante a geração de desvios-padrões corretos para os coeficientes de Λ_2 e assim o uso de testes de hipóteses para melhor compreensão dos parâmetros das funções de demanda.

Para implementar o procedimento de Shonkwiler e Yen, é necessário escolher a forma funcional $f(X_{in}, \mathbf{b}_i)$ da função de demanda. Como descrito no capítulo dois, a forma funcional escolhida para esse estudo será o modelo QUAIDS, que permite captar corretamente o comportamento dos consumidores ao longo de todas as faixas de renda. É bom lembrar que o modelo QUAIDS tem como variável dependente as parcelas do gasto total com cada bem. Além disso, variáveis que procuram captar a heterogeneidade entre os consumidores⁴⁶ serão adicionadas à especificação QUAIDS. Assim, introduzindo a especificação QUAIDS na equação (4.5), o sistema de equações a ser estimado será:

$$w_{in} = \Phi(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \left(\sum_{k=1}^n \mathbf{q}_{ik} V_k + \sum_{j=1}^n \mathbf{g}_{ij} \ln p_j + \mathbf{b}_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\mathbf{l}_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right) + \mathbf{d}_i \mathbf{f}(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) + \mathbf{h}_{in}$$

($i = 1, \dots, M$ e $n = 1, \dots, N$) (4.10)

em que

$$w_{in} = \frac{p_{in} q_{in}}{m} = \text{parcela do gasto total com o bem } i \text{ para o consumidor } n;$$

V_k = variáveis demográficas que procuram capturar a heterogeneidade entre os consumidores;

p_j = preço do bem j ;

q_i = quantidade do bem i ;

m = gasto total com n bens (ou renda);

$$\ln a(p) = \sum_{j=1}^n w_j^0 \ln p_j.$$

$$b(p) = \prod_k p_k^{b_1}.$$

⁴⁶ Estas variáveis serão definidas no item 4.4.3. Elas englobam basicamente itens como educação, composição da família, localização, etc.

$f(Z_{in} | \hat{\mathbf{a}}_i)$ = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em $Z_{in} | \hat{\mathbf{a}}_i$;

$\Phi(Z_{in} | \hat{\mathbf{a}}_i)$ = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em $Z_{in} | \hat{\mathbf{a}}_i$;

$\mathbf{q}_i, \mathbf{b}_i, \mathbf{d}_i, \mathbf{g}_{ij}, \mathbf{l}_i$ = parâmetros a serem estimados.

O programa econométrico utilizado para a estimação é o GAUSS 6.0 *for Windows*, escolhido pela facilidade na manipulação de matrizes.

4.2.1 - O Problema das propriedades da demanda no Procedimento de Shonkwiler & Yen

Uma das propriedades derivadas da teoria da demanda no capítulo dois e desejável em qualquer sistema de demanda é a aditividade. Entretanto, no caso do Procedimento de Shonkwiler & Yen, assegurar aditividade das parcelas do gasto é um grande problema. Isso ocorre porque a imposição das restrições usuais da aditividade via restrição de parâmetros garante apenas a aditividade das parcelas de gasto latentes, mas não das parcelas de gasto efetivamente observadas (Dong et al., 2004). A solução geralmente usada⁴⁷ baseada na recomendação de Pudney (1989) para garantir a aditividade das parcelas observadas é tratar um dos bens do sistema como “bem residual” e estimar a estrutura de demanda dos (n-1) bens escolhidos. Assim, especifica-se a enésima equação como:

$$w_n = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}, \mathbf{b}_n) + e_k] = f_n(X_{in}, \mathbf{b}_n) + e_n$$

Em que:

$f(X_{in}, \mathbf{b}_i)$ = forma funcional da função de demanda;

$$f_n(X_{in}, \mathbf{b}_i) = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}, \mathbf{b}_n)];$$

⁴⁷ Ver Yen e Huang (2002).

$$e_n = -\sum_{k=1}^{n-1} e_k$$

Garante-se assim que as (n-1) equações estimadas somadas com a enésima equação agora totalizam a unidade. Dessa maneira, a função de Verossimilhança é construída exclusivamente com as primeiras (n-1) equações. As elasticidades do enésimo bem podem ser calculadas usando as restrições resultantes da aditividade.

A desvantagem desta solução é que as estimativas dos parâmetros não são invariantes ao bem escolhido como residual para fins de estimação. Além disso, não há garantia de que a parcela de gasto prevista do bem residual será positiva. Entretanto, até o momento, esta parece ser a melhor solução para garantir a aditividade usando este procedimento. A escolha do bem residual deve ser cuidadosa, geralmente recaindo no bem em que o pesquisador tem menor interesse⁴⁸. No caso do presente estudo, o bem residual é o açúcar, escolhido com base na pequena participação nos gastos dos consumidores e na reduzida interação com outros bens.

Em relação às demais propriedades, a existência de dois estágios de estimação também dificulta a imposição ou teste das restrições. A homogeneidade geralmente é garantida pelo uso de preços normalizados pela renda (Yen et al., 2002). Entretanto, quando se utiliza a renda nos dois estágios da estimação, como ocorre neste estudo, não há como assegurar a homogeneidade dessa forma ou pela imposição de restrições diretamente nos parâmetros. A imposição das restrições de simetria diretamente no segundo estágio também é problemática, pois seria necessário que a estimação do primeiro estágio fosse realizada também com a imposição de simetria. Assim, como não está consolidada ainda na literatura a forma adequada de imposição destas restrições quando se utiliza o procedimento de Shonkwiler & Yen (1999), no presente estudo elas não serão impostas ou testadas⁴⁹.

⁴⁸ Geralmente, a categoria “outros alimentos”, muito comum nos estudos de demanda de alimentos, é o bem escolhido como residual. Ver, por exemplo, Yen e Huang (2002).

⁴⁹ Agüero e Gould (2003), que também utilizam o procedimento de Shonkwiler & Yen (1999), também preferem estimar seu sistema de demanda sem a imposição de restrições de simetria e homogeneidade.

4.2.2 – A questão dos preços no Procedimento de Shonkwiler & Yen

Outro problema no caso da estimação pelo Procedimento de Shonkwiler & Yen diz respeito aos preços utilizados. Como toda amostra é utilizada, aqueles consumidores que não consomem determinado produto devem ter uma informação do preço enfrentado de forma a se poder realizar a estimação. Entretanto, essa informação não está geralmente disponível, e esse é o caso da POF 2002/2003. Existem métodos que procuram estimar esses preços por meio de equações que incluem como variáveis explicativas as características de cada consumidor⁵⁰. Entretanto, Yen et al. (2002) recomendam a utilização de médias regionais como abordagem mais simples e efetiva para a imputação dos preços. Dessa forma, médias estaduais de preços para cada produto foram calculadas e foram imputadas aos consumidores que não apresentavam informação de consumo (Tabela 4.3).

⁵⁰ Ver Erdem et al. (1998).

Tabela 4.3 – Preços médios estaduais por produto, por unidade da federação – Brasil – 2002/2003

Unidades da Federação	Preços médios estaduais (R\$/kg)								
	Açúcar	Arroz	Banana	Batata	Carne bovina de primeira	Carne bovina de segunda	Farinha de mandioca	Feijão	Carne de Frango
Rondônia	1,27	1,52	1,18	1,36	5,26	3,64	1,32	2,13	3,06
Acre	1,42	1,60	0,97	1,82	4,98	3,42	1,08	2,34	3,66
Amazonas	1,37	1,71	1,38	1,95	5,69	3,93	1,21	2,55	3,08
Roraima	1,31	1,38	1,29	2,27	6,58	4,20	1,50	2,60	3,48
Pará	1,41	1,55	1,05	1,51	5,39	3,70	0,97	2,49	3,39
Amapá	1,39	1,62	1,69	1,57	5,69	3,97	1,09	2,75	3,07
Tocantins	1,44	1,54	1,22	1,49	5,71	4,00	1,28	2,59	3,48
Maranhão	1,38	1,32	1,21	1,43	4,93	3,50	1,10	2,22	3,69
Piauí	1,31	1,34	1,28	1,35	6,03	4,00	1,00	1,99	3,55
Ceará	1,27	1,62	1,08	1,44	6,29	4,51	0,97	1,89	3,44
Rio Grande do Norte	1,26	1,71	1,03	1,23	6,77	4,46	1,12	2,19	3,64
Paraíba	1,18	1,71	1,07	1,16	6,75	4,74	1,32	2,07	3,65
Pernambuco	1,15	1,74	1,43	1,31	5,98	4,37	1,30	2,22	3,66
Alagoas	1,11	1,66	1,40	1,19	6,02	4,14	1,25	2,04	3,46
Sergipe	1,21	1,78	1,03	1,14	6,52	4,44	1,49	2,14	3,73
Bahia	1,29	1,70	1,18	1,20	6,45	4,68	1,22	2,14	3,57
Minas Gerais	1,16	1,55	1,10	1,04	6,83	4,67	1,19	2,31	3,28
Espírito Santo	1,14	1,56	0,92	1,17	6,67	4,36	1,39	2,24	3,10
Rio de Janeiro	1,35	1,69	1,29	1,11	7,07	4,82	1,46	2,21	3,69
São Paulo	1,24	1,61	1,07	1,14	7,15	4,66	1,63	2,48	3,46
Paraná	1,18	1,55	0,82	0,97	6,29	4,20	1,55	2,17	1,13
Santa Catarina	1,44	1,59	0,85	0,93	6,03	4,08	1,44	2,07	3,04
Rio Grande do Sul	1,50	1,57	1,00	1,03	6,27	4,18	1,51	2,14	3,10
Mato Grosso do Sul	1,29	1,46	1,22	1,29	5,94	4,13	1,59	2,32	2,97
Mato Grosso	1,34	1,34	2,29	1,50	5,76	4,07	1,94	2,33	3,33
Goiás	1,22	1,50	1,51	1,39	6,29	4,57	1,73	2,45	3,14
Distrito Federal	1,26	1,47	1,39	1,43	7,12	4,35	1,61	2,32	3,41

Tabela 4.3 -- Continuação

Unidades da Federação	Preços médios estaduais (R\$/kg)								
	Leite em pó	Leite Fluido	Macarrão	Manteiga	Margarina	Pão francês	Carne suína	Queijos	Tomate
Rondônia	10,04	0,82	4,21	6,62	5,54	3,75	4,29	7,51	1,21
Acre	9,75	1,02	4,74	8,84	6,64	3,88	5,43	8,48	1,79
Amazonas	9,80	1,30	3,36	7,61	5,33	3,34	5,48	9,12	2,04
Roraima	9,64	1,34	4,93	6,15	5,51	3,94	5,50	10,86	1,77
Pará	9,26	0,85	3,88	6,80	4,82	3,77	4,50	9,59	1,55
Amapá	9,30	1,76	3,92	5,80	5,18	3,67	5,07	9,45	1,67
Tocantins	10,39	0,70	4,07	5,60	5,42	4,82	5,13	6,20	1,23
Maranhão	9,28	0,85	4,38	4,94	4,87	3,21	3,70	8,90	1,07
Piauí	8,83	1,12	4,16	5,78	4,81	3,61	4,15	8,81	1,00
Ceará	9,73	1,07	3,31	6,80	4,75	3,28	4,30	8,22	1,02
Rio Grande do Norte	9,71	1,06	3,07	7,88	5,09	3,10	3,72	9,09	0,88
Paraíba	9,30	0,99	2,98	7,28	4,57	3,03	4,22	8,41	0,84
Pernambuco	8,78	1,06	3,02	8,26	4,41	2,91	4,09	8,33	0,87
Alagoas	8,69	1,06	3,30	7,22	4,57	3,04	3,66	9,51	0,86
Sergipe	10,36	0,97	4,14	7,08	5,05	2,96	4,27	9,39	0,92
Bahia	9,75	0,91	3,04	9,20	4,55	3,16	4,96	11,29	0,96
Minas Gerais	11,07	0,86	3,61	7,77	5,15	3,97	4,77	7,18	0,95
Espírito Santo	11,20	0,98	3,93	8,26	5,48	4,29	4,93	9,15	0,87
Rio de Janeiro	9,95	1,29	4,53	9,32	5,58	4,07	5,50	9,99	1,05
São Paulo	9,55	1,15	4,58	6,97	5,01	3,95	5,82	10,67	1,18
Paraná	10,24	0,96	3,84	8,77	4,64	3,63	4,66	10,11	0,97
Santa Catarina	10,31	0,99	4,54	5,37	5,07	4,04	4,69	8,39	1,06
Rio Grande do Sul	9,92	1,02	4,36	6,54	4,96	3,86	5,28	10,40	1,24
Mato Grosso do Sul	9,94	0,87	4,00	5,88	4,91	3,86	4,65	8,23	1,08
Mato Grosso	10,20	0,89	3,91	6,55	5,54	4,37	4,61	8,03	1,22
Goiás	11,02	0,83	3,80	5,78	4,65	4,49	5,16	6,47	1,12
Distrito Federal	10,99	1,11	5,19	9,28	5,28	4,35	5,64	11,18	1,10

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados do IBGE (IBGE, 2004d).

4.3 – Dados utilizados

Nesse estudo, os dados utilizados para estimação do sistema de demanda são originários dos microdados⁵¹ da Pesquisa de Orçamentos Familiares realizada nos anos de 2002 e 2003 (POF 2002/2003) pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esta pesquisa tem o objetivo de mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias e possibilita traçar um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos (IBGE, 2004a).

A POF 2002/2003 é a quarta pesquisa realizada pelo IBGE sobre orçamentos familiares. A primeira a ser conduzida foi o Estudo Nacional de Despesa Familiar em 1974 e 1975 (ENDEF 1974/75) feita em todo território nacional, com exceção das áreas rurais da região Norte e de parte do Centro-Oeste. Nas décadas seguintes, a POF 1987/1988 e a POF 1995/1996 foram concebidas com o objetivo principal de atualizar as estruturas de consumo dos índices de preços ao consumidor produzidos pelo IBGE. Assim, elas foram realizadas apenas nas regiões metropolitanas das principais capitais brasileiras (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, o Município de Goiânia e o Distrito Federal).

A POF 2002/2003 apresenta algumas diferenças importantes em relação às pesquisas anteriores. Em primeiro lugar, a pesquisa foi realizada em todo o território nacional, incluindo as áreas rurais de todas as regiões do país. O objetivo dessa expansão foi o de captar de forma mais completa informações detalhadas sobre as condições de vida de toda a população brasileira, especialmente as famílias de menor rendimento. Além disso, pela primeira vez foram consideradas as aquisições não-monetárias⁵² na pesquisa, muito importantes especialmente nas áreas rurais. Outra diferença foi também a inclusão de uma pesquisa sobre a opinião das famílias sobre sua própria condição de vida⁵³. A seguir, as principais características da POF 2002/2003 serão resumidamente descritas⁵⁴.

⁵¹ IBGE (2004d).

⁵² Segundo o IBGE (2004a), “Despesas não-monetárias correspondem a tudo que é produzido, pescado, caçado, coletado ou recebido em bens utilizados ou consumidos durante o período de referência da pesquisa e que, pelo menos na última transação, não tenham passado pelo mercado”.

⁵³ Esta pesquisa não será objeto desse estudo.

⁵⁴ Para maiores detalhes, consultar as publicações: IBGE (2004a), IBGE (2004b) e IBGE (2004c).

4.3.1 – Características da POF 2002/2003

a) Período de realização da pesquisa

A duração da coleta dos dados da POF 2002/2003 foi de 12 meses, especificamente entre julho de 2002 e junho de 2003. Além do período de coleta, foi definido também o chamado período de referência das informações de aquisições e rendimentos. Ele diz respeito aos períodos de observação das variáveis para cada item da pesquisa, que variam conforme a frequência de aquisição e os valores unitários de cada item. Por exemplo, despesas de menor valor, como alimentos, são geralmente realizadas com maior frequência e exigem assim períodos de referência menores. Já produtos de maior valor, como eletrodomésticos, são despesas com frequência menor e cuja memória das informações é preservada por um período mais longo, exigindo assim maiores períodos de referência. Dessa forma, com o objetivo de ampliar a capacidade do informante para fornecer os valores das despesas e quantidades corretamente, foram definidos quatro períodos de referência: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses, segundo os critérios de frequência de aquisição e do nível do valor do gasto. As informações sobre os alimentos, objeto deste estudo, foram coletados segundo um período de referência de sete dias. Como as entrevistas estão distribuídas ao longo de um período de doze meses e os períodos de referência são de até doze meses para alguns itens da despesa e os rendimentos, as informações estão distribuídas por um período de até vinte quatro meses. Para comparação destes valores, sujeitas a mudanças absolutas e relativas de preços, é necessário definir uma data referencial para que todos os valores sejam expressos a preços constantes de uma determinada data. A data referencial do POF 2002/2003 foi definida como dia 15 de janeiro de 2003 e assim todos os resultados são expressos a preços constantes deste dia.

b) Coleta de informações

Para a coleta de informações sobre os alimentos adquiridos pelas famílias destinadas ao consumo domiciliar, o IBGE utilizou a chamada Caderneta de Despesa Coletiva⁵⁵, onde foram registradas diariamente e durante sete dias consecutivos, a

⁵⁵ Ver modelo no Anexo 3.

descrição detalhada de cada produto adquirido, a quantidade, a unidade de medida, a despesa, o local de aquisição e a forma de obtenção do produto. As informações destas aquisições foram fornecidas pela pessoa que administrava ou dirigia este tipo de despesa no orçamento doméstico. Estes valores foram posteriormente objetos de crítica por parte dos pesquisadores do IBGE como forma de se evitar erros de preenchimento, *outliers* e informações que não faziam sentido⁵⁶.

As informações sobre quantidades adquiridas e despesa permitiram a construção de preços médios por produto, parâmetro básico para crítica e imputação de quantidades adquiridas e não-informadas. De cerca de 820.000 aquisições registradas de produtos alimentares, 20,3% tiveram quantidades adquiridas não-informadas ou rejeitadas e tiveram assim a quantidade imputada, por meio da divisão do valor da despesa informada pelos preços médios calculados para as quantidades obtidas de forma direta dos questionários.

Como já foi colocado anteriormente, a distribuição das informações coletadas nas entrevistas por um período de até 24 meses impôs a necessidade do tratamento do efeito inflacionário sobre os valores de despesas e rendimentos. Para esse fim, foram utilizados diferentes indicadores pelo IBGE, definidos em função das características dos bens e serviços e dos diversos tipos de rendimentos. Para os produtos de interesse desse trabalho, foram utilizados as séries históricas do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, dos Índices de Preços ao Consumidor Amplo regionais de cada uma das 11 áreas pesquisadas pelo IBGE e das variações de preços dos produtos acompanhados pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor do IBGE. O IPCA de cada uma das 11 regiões foi utilizado para deflacionar os dados da respectiva Unidade da Federação. Nas Unidades da Federação não cobertas pelo IPCA, adotou-se o IPCA da região que mais se assemelhava aos comportamentos dos preços dos produtos e serviços e com o padrão dos rendimentos, conforme estudos desenvolvidos pelos pesquisadores do IBGE utilizando os próprios dados da POF 2002/2003 (IBGE, 2004a). Como já colocado, determinou-se a data referencial como 15 de janeiro de 2003, o que definiu o ponto para o qual o deflacionamento transformou todos os valores de despesas e rendimentos da pesquisa.

⁵⁶ Como, por exemplo, arroz em barra, alcatra em litros, etc.

c) Classificação dos gastos

O IBGE classifica os gastos das famílias em três grandes grupos: despesas correntes, aumento do ativo e diminuição do passivo. As despesas correntes são formadas por dois tipos de despesas: despesas de consumo e outras despesas correntes. O primeiro subgrupo é formado pelas seguintes categorias: alimentação, habitação, vestuário, transporte, higiene e cuidados pessoais, assistência à saúde, educação, recreação e cultura, fumo, serviços pessoais e despesas diversas. As outras despesas correntes são formadas por impostos, contribuições trabalhistas, serviços bancários, pensões, mesadas, doações e outras.

O grupo “aumento do ativo” é integrado pelas seguintes despesas: aquisição de imóvel, reforma de imóvel, e outros investimentos.

Já o grupo “diminuição do passivo” é constituído pelas despesas com pagamentos de empréstimos, carnês e prestações de imóvel.

A divisão das despesas totais nestes três grupos é mostrada na Tabela 4.4. Pode-se notar a predominância das despesas correntes de consumo, com mais de 90% das despesas totais. Nesse grupo, destacam-se as despesas de consumo, com mais de 80% das despesas totais das famílias.

Tabela 4.4 – Distribuição da despesa total média mensal familiar, segundo os tipos de despesa, Brasil, 2002-2003

Tipo de despesa	Distribuição da despesa total média mensal familiar (%)
Total	100,00
Despesas correntes	93,26
De consumo	82,41
Outras	10,85
Aumento do ativo	4,76
Diminuição do passivo	1,98

Fonte: IBGE (2004b).

O interesse deste estudo está no grupo alimentação, particularmente na alimentação feita no domicílio. É interessante, assim, mostrar como as despesas de consumo são divididas e qual a importância da alimentação feita no domicílio. A

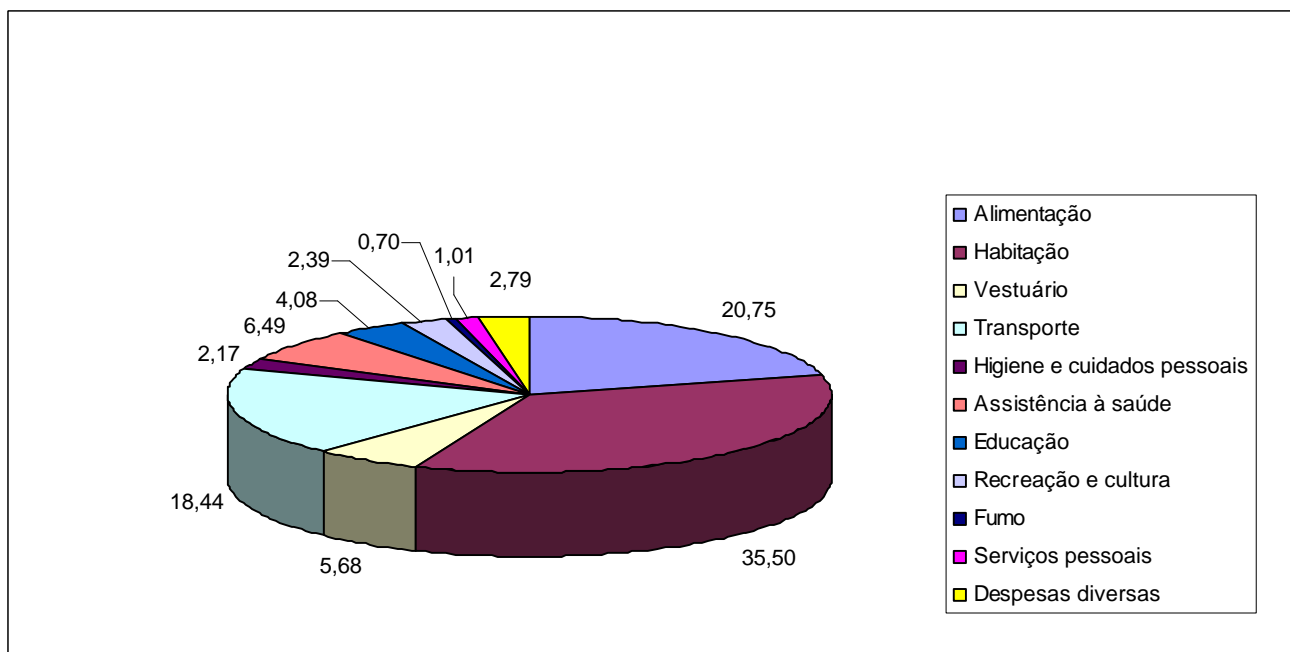
Tabela 4.5 e a Figura 4.1 mostram como a alimentação corresponde a 20,75 % das despesas de consumo no Brasil, o segundo grupo mais importante, logo depois da habitação. Em relação às despesas totais, o gasto com alimentação corresponde a 17,10 %. Entretanto, na zona rural, a alimentação é a despesa mais importante, representando mais de 34 % da despesa de consumo, ou seja, mais de um terço das despesas de consumo é gasta com alimentação. No meio urbano, a proporção gasta em alimentação (19,58 %) é bem próxima à média nacional.

Tabela 4.5 – Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária mensal familiar, por tipos de despesa e segundo a situação do domicílio, Brasil, 2002-2003

Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária mensal familiar (%)	Situação do domicílio		
	Brasil	Urbana	Rural
Tipos de despesa			
Alimentação	20,75	19,58	34,12
Habitação	35,50	36,11	28,66
Vestuário	5,68	5,67	5,74
Transporte	18,44	18,49	17,88
Higiene e cuidados pessoais	2,17	2,17	2,14
Assistência à saúde	6,49	6,59	5,39
Educação	4,08	4,32	1,46
Recreação e cultura	2,39	2,51	1,00
Fumo	0,70	0,68	0,83
Serviços pessoais	1,01	1,05	0,58
Despesas diversas	2,79	2,56	2,19

Fonte: IBGE (2004b) elaboração do autor.

Figura 4.1 - Participação nas despesas de consumo monetária e não-monetária média mensal familiar, por tipos de despesa, Brasil, 2002-2003



Fonte: IBGE (2004b)

Dentro do item alimentação, pode-se dividir as despesas entre alimentação no domicílio e fora dele. A Tabela 4.6 apresenta os números absolutos e relativos contidos na POF 2002/2003, para o Brasil e as zonas urbanas e rurais. A alimentação no domicílio é responsável por 75,95 % dos gastos com alimentação no Brasil como um todo. Essa categoria têm maior peso na área rural, em que representa 86,93 % dos gastos, contra 74,26 % dos gastos com alimentação no meio urbano. Entretanto, os valores absolutos são bastante parecidos, refletindo a desigualdade observada nos gastos totais.

Já o item alimentação fora do domicílio, como esperado, apresenta valores bem mais elevados na área urbana do que na zona rural. No Brasil, como um todo, a proporção gasta com alimentação fora do domicílio já representa quase um quarto do gasto total com este item.

Tabela 4.6 – Distribuição percentual da despesa monetária e não-monetária mensal familiar com alimentação, por situação do domicílio, segundo o tipo de despesa, Brasil, 2002-2003

Tipos de despesa	Participação na despesa de consumo monetária e não-monetária mensal familiar com alimentação (%)		
	Brasil	Situação do domicílio	
		Urbana	Rural
Despesa com alimentação			
Absoluto (R\$)	304,12	311,02	265,73
Relativo (%)	100	100	100
Alimentação no domicílio			
Absoluto (R\$)	230,98	230,96	231,00
Relativo (%)	75,95	74,26	86,93
Alimentação fora do domicílio			
Absoluto (R\$)	73,14	80,06	34,73
Relativo (%)	24,05	25,74	13,07

Fonte: IBGE (2004b).

Nesse estudo, apesar da importância da alimentação fora do domicílio, apenas o consumo de alimentos no domicílio será pesquisado. Infelizmente, as informações do conteúdo adquirido fora do domicílio são disponibilizadas de forma mais agregada⁵⁷ e há também uma dificuldade em se construir os valores unitários que funcionam como os preços na estimação. Dessa forma, os gastos fora do domicílio não serão considerados.

d) Características da Amostra

Na POF 2002/2003, adotou-se um plano amostral conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do Censo Demográfico do ano 2000 (IBGE, 2004a). As unidades secundárias foram os domicílios particulares permanentes. Os setores foram selecionados por amostragem sistemática com

⁵⁷ As categorias informadas mais importantes são: almoço e jantar. As informações de peso não são informadas, o que impede a construção de valores unitários para construção da variável preço.

probabilidade proporcional ao número de domicílios no setor. Já os domicílios foram selecionados por amostragem aleatória simples sem reposição, dentro dos setores selecionados. Em seguida, os setores e respectivos domicílios selecionados foram distribuídos ao longo de doze meses da duração da pesquisa, garantindo em todos os trimestres a coleta de informações em todos os estratos geográficos e sócio-econômicos.

Cada domicílio pertencente à amostra da POF 2002/2003 representa um determinado número de domicílios da população onde esta amostra foi selecionada. Com isso, a cada domicílio está associado um peso amostral, ou fator de expansão que, atribuído às características investigadas pela POF, permite a obtenção de estimativas das quantidades de interesse para o universo da pesquisa.

Uma característica da POF 2002/2003 que difere das POFs anteriores está na definição dos estratos estatísticos (socioeconômicos) da pesquisa. No passado, estes estratos foram definidos com base nas informações sobre rendimentos dos Censos Demográficos. Entretanto, para a POF 2002/2003, os dados sobre rendimentos coletados pelo Censo 2000 ainda não estavam disponíveis quando se deu o planejamento da amostra e assim a variável escolhida para substituí-la foi a variável “anos de estudo” do responsável pelo domicílio. Segundo o IBGE, as análises realizadas indicaram que esta variável é uma boa *proxy* dos rendimentos dos responsáveis pelo domicílio.

No final, o tamanho efetivo da amostra foi de 3984 setores, com um número esperado de 44.248 domicílios com entrevista. Contudo, prevendo a perda de domicílios por entrevista não-realizada por diversos motivos (recusa, imóvel fechado, etc.) foi selecionado um número maior de domicílios por setor (cerca de 25 %), o que acarretou que a amostra final de domicílios efetivamente entrevistados contivesse 48.470 domicílios (Tabela 4.7).

Tabela 4.7 – Número de setores selecionados e domicílios esperados, selecionados e entrevistados, segundo as unidades da Federação – período 2002 - 2003

Unidades da Federação	Número de setores selecionados	Número de domicílios da amostra		
		Esperados	Selecionados	Entrevistados
Brasil	3984	44248	60911	48470
Rondônia	87	972	1338	1112
Acre	83	890	1198	960
Amazonas	87	966	1319	1075
Roraima	47	518	739	554
Pará	128	1556	2060	1666
Amapá	46	496	685	568
Tocantins	76	826	1175	933
Maranhão	186	2064	2716	2231
Piauí	182	1940	2643	2222
Ceará	156	1752	2510	2017
Rio Grande do Norte	132	1410	1919	1548
Paraíba	191	2030	2924	2367
Pernambuco	131	1490	2173	1674
Alagoas	252	2616	3555	2965
Sergipe	102	1086	1497	1143
Bahia	181	2206	3072	2457
Minas Gerais	240	2800	3803	3004
Espírito Santo	192	2050	2747	2337
Rio de Janeiro	117	1280	1828	1285
São Paulo	161	1890	2646	2017
Paraná	182	2010	2799	2263
Santa Catarina	183	1950	2648	1989
Rio Grande do Sul	147	1650	2186	1850
Mato Grosso do Sul	209	2290	3171	2541
Mato Grosso	213	2390	3249	2355
Goiás	193	2240	3097	2356
Distrito Federal	80	880	1214	981

Fonte: IBGE (2004a).

4.4 – Estratégia empírica

4.4.1 – Produtos escolhidos

Os produtos alimentares pesquisados pela POF 2002/2003 foram classificados segundo uma base cadastral pré-definida pelo IBGE. Ao longo da pesquisa, entretanto, essa base foi sendo ampliada em função do surgimento de novos produtos adquiridos pelas famílias ou pela incorporação de produtos regionais não incluídos no cadastro. No final da pesquisa, esta base apresentava 5442 descrições de produtos alimentares, totalizando 1680 tipos de alimentos e bebidas. Obviamente, não é possível pesquisar todos os alimentos descritos na POF neste estudo e, assim, é necessário limitar a análise pela escolha de determinados produtos ou pela agregação dos alimentos em categorias mais amplas. A opção deste trabalho é a de trabalhar com categorias de produtos bastante desagregados, de forma a permitir que as elasticidades estimadas descrevam com maior precisão as escolhas dos consumidores frente a mudanças de preços relativos e da renda. Assim, no universo de produtos alimentares pesquisados, foram selecionados 18 produtos pela sua importância no orçamento dos consumidores ou pelas relações de substitubilidade entre eles (Tabela 4.8). Como os microdados da POF apresentam dados muito desagregados, com várias subdivisões por produto, foi necessário agregar os vários subtipos dos produtos acima de forma a se obter as categorias desejadas⁵⁸. Essa agregação foi obtida pela ponderação de cada subtipo pela parcela da despesa total do subtipo no produto correspondente para cada consumidor. Isso permite captar de forma mais realista a participação dos subtipos mais “nobres”, especialmente no caso das carnes, em cada categoria pesquisada.

⁵⁸ Ver anexo 2 para os subtipos agregados em cada categoria.

Tabela 4.8 – Produtos alimentares selecionados para análise e estimação do sistema de demanda

Produtos selecionados	
Açúcar	Leite em pó
Arroz	Leite Fluido
Banana	Macarrão
Batata	Manteiga
Carne bovina de primeira	Margarina
Carne bovina de segunda	Pão francês
Farinha de mandioca	Carne suína
Feijão	Queijos
Carne de Frango	Tomate

Fonte: Elaboração do autor.

4.4.2 – Amostra utilizada

Para este estudo, alguns ajustes foram feitos na amostra da POF para se iniciar a estimação. Em primeiro lugar, foram eliminados todos os domicílios que não apresentavam informação de rendimento (renda zero) e aqueles que não consumiram nenhum produto alimentar no período pesquisado. A amostra assim foi reduzida para 45.365 domicílios. Posteriormente, foi realizado um exame detalhado nos valores das quantidades e despesas para cada produto para identificar *outliers* que pudessem prejudicar a estimação do sistema de demanda. Foram identificadas 309 observações que foram descartadas, reduzindo a amostra para 45.056 domicílios. A seleção final consistiu na eliminação dos consumidores que não consumiam nenhum dos 18 produtos alimentares selecionados neste estudo. No final, do total de domicílios da POF, a amostra usada neste estudo foi de 43922 observações, com uma perda total de 4548 domicílios, o que corresponde a 9,38 % do total.

4.4.3 - Descrição das variáveis utilizadas na estimação

É interessante conhecer, antes da estimação dos sistemas de demanda, a interação das variáveis utilizadas com o consumo de alimentos e as características principais da amostra. As variáveis utilizadas nos dois estágios da estimação estão descritas nos quadros 4.1 e 4.2.

Quadro 4.1 – Variáveis explicativas utilizadas no primeiro estágio de estimação do sistema de demanda

Primeiro estágio:

Variáveis explicativas:

- Renda familiar mensal;
- Dummy regional:
 - Norte;
 - Nordeste;
 - Sul;
 - Sudeste (será o *default*);
 - Centro-Oeste;
- Dummy de situação de domicílio:
 - Urbano = 1;
 - Rural = 0.
- Dummy de educação do responsável pelo domicílio:
 - Analfabeto
 - Primeiro grau incompleto;
 - Primeiro grau completo (será o *default*);
 - Segundo grau incompleto;
 - Segundo grau completo;
 - Superior incompleto;
 - Superior completo;
- Dummy de raça do responsável pelo domicílio:
 - Negra;
 - Branca (será o *default*);
 - Amarela;
 - Parda;
 - Outra;
- Dummy captando se a responsável pelo domicílio é mulher:
 - Mulher = 1;
 - Homem = 0
- Dummy captando se o domicílio tem empregada doméstica :
 - Possui empregada = 1;
 - Não possui empregada = 0;
- Dummy captando se o domicílio tem geladeira:
 - Possui geladeira = 1;
 - Não possui geladeira = 0;

Fonte: Elaboração do autor.

Quadro 4.2 – Variáveis explicativas utilizadas no segundo estágio de estimação do sistema de demanda

<u>Segundo estágio:</u>
<u>Variáveis explicativas:</u>
<ul style="list-style-type: none">• Renda familiar mensal (ou gasto total com a cesta de 18 produtos);• Preços de cada produto;• Dummy de educação do responsável pelo domicílio:<ul style="list-style-type: none">➤ Analfabeto (chamada de ANALFA)➤ Primeiro grau incompleto (chamada de PRIINC);➤ Primeiro grau completo (será o <i>default</i>);➤ Segundo grau incompleto (chamada de SEGINC);➤ Segundo grau completo (chamada de SEGCOMP);➤ Superior incompleto (chamada de SUPINC);➤ Superior completo (chamada de SUPCOMP);• Composição familiar (número de membros com idade):<ul style="list-style-type: none">➤ Menor que 6 anos;➤ Entre 6 e 12 anos;➤ Entre 13 e 20 anos;➤ Entre 21 e 59 anos;➤ Maior que 60 anos.• Dummy de situação de domicílio:<ul style="list-style-type: none">➤ Urbano = 1➤ Rural = 0• Dummy captando se o domicílio tem geladeira:<ul style="list-style-type: none">➤ Possui geladeira = 1;➤ Não possui geladeira = 0;

Fonte: Elaboração do autor.

A inclusão destas variáveis, especialmente as variáveis qualitativas, permite a captação das diferenças entre as demandas de cada família. Na Tabela 4.9, pode-se notar como a renda influencia o consumo dos 18 produtos da cesta escolhida. Fica claro como o padrão de consumo é diferente entre famílias de baixa e alta renda: para produtos como carne de primeira, leite fluido e queijos, a relação positiva entre quantidade consumida e renda é clara. De forma geral, para todos os tipos de carnes, incluindo a carne bovina de segunda, a relação positiva com a renda ocorre até o penúltimo estrato de renda. Já para produtos como feijão e farinha de mandioca, observa-se que o consumo decresce com a renda. No caso do arroz e açúcar, o

crescimento é observado até a faixa de três salários mínimos, decrescendo a partir daí. O leite em pó tem um comportamento parecido, mas observa-se um crescimento na última faixa de renda. Para batata, tomate e banana, o padrão também é de crescimento do consumo com a renda, mas em menor grau do que no caso de leite fluido e carnes. Manteiga, margarina e macarrão também têm crescimento com a renda, apesar de diferenças significativas serem encontradas apenas nos extremos da distribuição.

Tabela 4.9 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar, Brasil, 2002 - 2003

Produtos	Aquisição alimentar domiciliar per capita anual (kg)						
	Total	Classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar (em salários mínimos ¹)					
		Até 2 s.m.	De 2 a 3 s.m.	De 3 a 5 s.m.	De 5 a 8 s.m.	De 8 a 15 s.m.	Mais de 15 s. m.
Açúcar	20,429	20,521	23,266	21,852	21,387	18,966	16,217
Arroz	31,578	32,875	36,145	33,683	33,246	29,201	23,768
Banana	7,008	3,985	5,048	6,457	7,363	8,992	9,945
Batata	6,562	2,711	3,863	5,745	7,784	9,045	9,755
Carne bovina de primeira	6,010	2,285	3,459	4,529	6,354	8,760	10,669
Carne bovina de segunda	7,143	5,969	6,976	7,336	7,790	8,765	5,580
Farinha de mandioca	7,766	14,184	13,679	8,455	5,639	3,645	2,198
Feijão	12,394	14,690	14,185	13,329	12,147	9,687	10,484
Carne de Frango	13,419	9,969	12,328	13,876	14,899	15,033	13,598
Leite em pó	1,213	1,451	1,516	1,069	1,097	0,980	1,301
Leite Fluido	42,662	23,804	31,220	39,856	47,123	52,842	59,105
Macarrão	4,286	3,943	4,372	4,309	4,288	4,371	4,417
Manteiga	0,324	0,191	0,234	0,238	0,271	0,381	0,661
Margarina	1,620	0,958	1,485	1,479	1,802	1,964	2,000
Pão francês	12,333	6,941	9,337	11,513	14,019	15,611	15,889
Carne suína	7,227	4,116	5,023	6,915	8,727	8,627	9,391
Queijos	1,786	0,310	0,711	1,140	1,604	2,426	4,668
Tomate	5,000	2,983	4,849	4,457	4,967	5,843	7,033

Fonte: IBGE (2004a) e elaboração do autor

1 – Salário Mínimo equivalente a R\$200,00 em 15 de janeiro de 2003

Em relação à amostra utilizada no estudo, o rendimento bruto familiar mensal médio foi de R\$ 1.525,63 e a despesa familiar média mensal com a cesta de 18 produtos alimentares foi de R\$128,63, 42,30 % da despesa total com alimentos e 55,76 % do total gasto com alimentação no domicílio.

As diferenças regionais também são importantes para a estimação das equações de demanda dos produtos alimentares. Na Tabela 4.10, pode-se constatar como o consumo para alguns produtos se modifica entre as regiões do país: no Centro-Oeste, por exemplo, destaca-se o consumo de arroz, mais de 76 % maior do que no Sul, onde o consumo é menor. No caso da farinha de mandioca, o consumo no Norte e Nordeste é mais de 10 vezes maior do que nas demais regiões. O Norte também se destaca no consumo de carne bovina e carne de frango, um resultado pouco esperado dado o elevado consumo de pescado da região. O Nordeste apresenta consumo geralmente inferior a média nacional; para alguns produtos, entretanto, a região se destaca, como no consumo de feijão e açúcar. A região Sudeste, ao contrário, tem médias de consumo superiores à média nacional para maior parte dos produtos; em destaque, estão pão francês e tomate. O Sul destaca-se no consumo de leite fluido, batata e carnes em geral, em especial a carne suína.

É importante destacar, entretanto, que grande parte destas diferenças regionais tem origem nas desigualdades de renda entre as regiões brasileiras, isto é, a maior concentração de pobres nas regiões Norte e Nordeste. Nas Tabelas 4.11 e 4.12, pode-se notar como, apesar de concentrar menos de 28% da população brasileira, a região Nordeste abriga mais de 50 % do total nacional de pessoas que vivem em famílias que ganham menos de 2 salários mínimos. Já as regiões Sudeste e Sul concentram mais de 75 % das pessoas que vivem em famílias que ganham mais de 15 salários mínimos. No Brasil como um todo, pouco menos de 50 % das pessoas vivem em famílias que ganham até 5 salários mínimos, com cerca de 70 % das pessoas vivendo em famílias que ganham até 8 salários mínimos. É importante, assim, incorporar ambas as variáveis, renda e as dummies regionais, para captar com exatidão como estas características influenciam o consumo dos alimentos pesquisados.

Tabela 4.10 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por grandes regiões, Brasil, Período 2002 - 2003

Produtos	Aquisição alimentar domiciliar per capita anual (kg)					
	Brasil	Grandes Regiões				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Açúcar	20,429	17,608	21,238	20,809	19,522	19,918
Arroz	31,578	32,743	30,785	32,120	24,963	44,150
Banana	7,008	7,781	5,536	7,699	8,237	4,844
Batata	6,562	2,849	2,970	8,089	12,147	3,947
Carne bovina de primeira	6,010	8,512	4,630	6,253	6,201	6,874
Carne bovina de segunda	7,143	10,386	6,248	6,109	9,999	7,416
Farinha de mandioca	7,766	33,827	15,333	1,427	1,040	1,359
Feijão	12,394	10,129	17,285	11,047	9,271	10,149
Carne de Frango	13,419	16,514	12,320	12,971	15,909	11,833
Leite em pó	1,213	2,275	2,155	0,821	0,389	0,379
Leite Fluido	42,662	19,879	23,449	50,754	63,027	52,565
Macarrão	4,286	3,026	4,579	4,353	4,738	3,139
Manteiga	0,324	0,330	0,368	0,367	0,141	0,258
Margarina	1,620	1,343	1,730	1,596	1,822	1,204
Pão francês	12,333	10,718	12,180	14,295	9,575	8,552
Carne suína	7,227	4,698	3,843	8,354	12,373	5,845
Queijos	1,786	0,622	1,023	2,387	2,298	1,373
Tomate	5,000	3,257	4,942	5,505	4,758	4,587

Fonte: IBGE (2004a) e elaboração do autor.

Tabela 4.11 – População residente, por Grandes regiões, segundo classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar – janeiro de 2003

Classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar (em salários mínimos)	População residente					
	Brasil	Grandes Regiões				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Total	175.845.964	13.656.416	49.121.848	74.957.518	25.891.789	12.218.393
Até 2 s.m.¹	26.502.399	2.744.049	14.650.375	5.563.740	1.874.213	1.670.021
De 2 a 3 s.m.	23.799.796	2.474.115	9.695.988	7.075.498	2.710.974	1.843.221
De 3 a 5 s.m.	37.486.902	3.408.979	10.539.193	14.588.426	6.018.967	2.931.337
De 5 a 8 s.m.	32.103.478	2.321.965	6.195.097	15.807.023	5.568.662	2.210.731
De 8 a 15 s.m.	29.697.923	1.639.720	4.755.306	15.801.691	5.656.468	1.844.737
Mais de 15 s. m.	26.255.466	1.067.587	3.285.888	16.121.140	4.062.504	1.718.346

Fonte: IBGE (2004a) 1 – Salário Mínimo equivalente a R\$200,00 em 15 de janeiro de 2003

Tabela 4.12 – População residente, por Grandes Regiões, segundo classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar –valores relativos– janeiro de 2003

Classes de rendimento monetário e não-monetário mensal familiar (em salários mínimos)	População residente (em porcentagem do total)					
	Brasil	Grandes Regiões				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Total	100,00	7,77	27,93	42,63	14,72	6,95
Até 2 s.m.¹	15,07	1,56	8,33	3,16	1,07	0,95
De 2 a 3 s.m.	13,53	1,41	5,51	4,02	1,54	1,05
De 3 a 5 s.m.	21,32	1,94	5,99	8,30	3,42	1,67
De 5 a 8 s.m.	18,26	1,32	3,52	8,99	3,17	1,26
De 8 a 15 s.m.	16,89	0,93	2,70	8,99	3,22	1,05
Mais de 15 s. m.	14,93	0,61	1,87	9,17	2,31	0,98

Fonte: IBGE (2004a) e elaboração do autor 1 – Salário Mínimo equivalente a R\$200,00 em 15 de janeiro de 2003.

A situação do domicílio também é importante para se entender os padrões de demanda. A vida no meio urbano, em especial a relação com a alimentação, difere fundamentalmente do meio rural. A existência de supermercados, uma maior variedade de opções de alimentos, o maior acesso a informações relacionadas à saúde, um menor tempo disponível para as refeições e outros fatores certamente indicam a existência de padrões diferentes de consumo de alimentos em relação ao meio rural. Na tabela 4.13, pode-se notar como no meio rural destacam-se o consumo de arroz, feijão e farinha de mandioca, produtos básicos que também estão relacionados à menor renda familiar no meio rural. Entretanto, outros produtos como leite fluido e carne suína e até carne bovina de segunda, que não estão inversamente relacionados com a renda, apresentam consumo elevado na zona rural. É possível que o papel do autoconsumo, incluído como despesa não-monetária pelo IBGE, tenha um papel de destaque na explicação destes valores. No caso do meio urbano, destacam-se o consumo de carne bovina de primeira e pão francês, esse último com consumo praticamente 3 vezes maior do que na zona rural.

Tabela 4.13 - Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, por situação do domicílio, segundo os produtos – Brasil – Período 2002 - 2003

Produtos	Aquisição alimentar domiciliar per capita anual (kg)		
	Total	Situação do domicílio	
		Urbano	Rural
Açúcar	20,429	18,664	29,010
Arroz	31,578	28,877	44,705
Banana	7,008	7,204	6,053
Batata	6,562	6,697	5,904
Carne bovina de primeira	6,010	6,417	4,034
Carne bovina de segunda	7,143	7,071	7,493
Farinha de mandioca	7,766	5,095	20,755
Feijão	12,394	10,235	22,889
Carne de Frango	13,419	13,454	13,241
Leite em pó	1,213	1,286	0,850
Leite Fluido	42,662	39,650	57,304
Macarrão	4,286	4,244	4,487
Manteiga	0,324	0,354	0,176
Margarina	1,620	1,751	0,982
Pão francês	12,333	13,886	4,782
Carne suína	7,227	6,809	9,257
Queijos	1,786	1,892	1,267
Tomate	5,000	5,276	3,658

Fonte: IBGE (2004a) e elaboração do autor.

Outra característica importante para a compreensão dos padrões de demanda é a composição familiar. O tamanho do domicílio, a presença ou não de crianças, a influência dos adolescentes, a presença de idosos, etc. influencia no total de alimentos adquiridos, na composição da cesta e no número de refeições feitas no domicílio. A Tabela 4.14 apresenta informações sobre a composição das famílias na amostra utilizada neste estudo. Pode-se notar que o tamanho médio das famílias na amostra é de 3,84 pessoas por domicílio; cerca de 70 % dos domicílios possui 4 ou menos pessoas. Entretanto, é de se destacar que 15,12 % dos domicílios possui 6 ou mais membros, um número bem elevado. Em relação ao número de crianças abaixo de 6 anos, mais de 35% dos domicílios possui pelo menos uma criança. Esse número é semelhante para o caso de crianças entre 6 e 12 anos e a média combinada é de uma criança com menos de 12 anos por domicílio. No caso dos adolescentes, mais de 42% dos domicílios possui pelo menos um membro. Os idosos estão presentes em 24% dos lares.

Tabela 4.14 – Frequência de distribuição do tamanho dos domicílios em número de residentes e composição familiar para a amostra utilizada

	Tamanho do domicílio (média = 3,84)		Número de membros com idade menor que 6 anos (média = 0,52)		Número de membros com idade entre 6 e 12 anos (média = 0,48)		Número de membros com idade entre 12 e 20 anos (média = 0,66)		Número de membros com idade entre 20 e 59 anos (média = 1,86)		Número de membros com idade mais de 60 anos (média = 0,32)	
	Número de domicílios	%	Número de domicílios	%	Número de domicílios	%	Número de domicílios	%	Número de domicílios	%	Número de domicílios	%
0	-	-	28232	64,28	28971	65,96	25347	57,71	3616	8,23	33379	76,00
1	3312	7,54	10386	23,65	10076	22,94	11038	25,13	9561	21,77	7267	16,55
2	7326	16,68	3899	8,88	3743	8,52	5261	11,98	23474	53,44	3148	7,17
3	9760	22,22	1099	2,50	959	2,18	1710	3,89	4832	11,00	118	0,27
4	10416	23,71	246	0,56	155	0,35	447	1,02	1691	3,85	8	0,02
5	6465	14,72	47	0,11	13	0,03	98	0,22	539	1,23	1	0,00
6	3131	7,13	10	0,02	5	0,01	17	0,04	148	0,34	1	0,00
7	1597	3,64	2	0,00	0	0,00	4	0,01	47	0,11	0	0,00
8+	1915	4,36	1	0,00	0	0,00	0	0,00	14	0,03	0	0,00
Total	43922	100,00	43922	100,00	43922	100,00	43922	100,00	43922	100,00	43922	100,00

Fonte:Elaboração do autor.

O nível educacional é outra variável importante para se entender a demanda de alimentos. Pessoas mais educadas teoricamente tem maior consciência da composição nutricional daquilo que consomem, preferindo alimentos mais nutritivos. Infelizmente, não foi possível a inclusão de verduras e muitos legumes na amostra, mas espera-se captar o papel da educação no consumo de carnes, leite e queijos e açúcar. A Tabela 4.15 apresenta os dados do nível educacional entre os domicílios da amostra. É de se destacar o baixo nível educacional dos responsáveis pelos domicílios, com mais de 16% de analfabetos e quase 75 % com, no máximo, o primeiro grau completo. Os domicílios chefiados por graduados do ensino superior não chegam a 5% do total.

Tabela 4.15 – Frequência de distribuição do nível educacional dos responsáveis pelos domicílios para a amostra utilizada

Nível educacional do responsável pelo domicílio	Proporção de domicílios na amostra (%)
Analfabeto	16,22
Primeiro grau incompleto	7,13
Primeiro grau completo	51,33
Segundo grau incompleto	4,33
Segundo grau completo	12,96
Superior incompleto	2,35
Superior completo	4,78
Ignorado ou não informado	0,91

Fonte: elaboração do autor

Em relação à variável raça, é possível a existência de especificidades culturais que favoreçam o consumo de determinado tipo de alimento. Assim, incluiu-se a variável raça do responsável pelo domicílio, como forma de captar este tipo de influência. A Tabela 4.16 apresenta a frequência de distribuição da amostra, destacando-se que quase 50 % dos responsáveis declararam-se pardos nos questionários do IBGE.

Tabela 4.16 – Frequência de distribuição da variável raça dos responsáveis pelos domicílios para a amostra utilizada

Raça do responsável (pessoa de referência) pelo domicílio	Proporção de domicílios na amostra (%)
Branca	43,55
Negra	6,46
Amarela	0,41
Parda	49,03
Outra	0,55

Fonte: elaboração do autor.

Outras variáveis incluídas na estimação procuram captar a predisposição do consumidor em realizar mais refeições no domicílio e o tipo de refeição realizada. Incluiu-se uma variável para captar a presença da mulher como chefe do domicílio, como forma de determinar se há alguma diferença significativa em relação ao responsável masculino, já que a mulher geralmente acumula a responsabilidade pelo preparo das refeições. Outra variável incluída foi a presença de empregadas domésticas no domicílio. Sua presença pode indicar maior facilidade no preparo de refeições no domicílio. Já a variável presença de refrigerador é importante para explicar o padrão de consumo, especialmente nas classes mais pobres, e a escolha de determinados produtos como leite fluido ou leite em pó. A Tabela 4.17 indica as frequências dessas variáveis na amostra utilizada.

Tabela 4.17– Frequência de distribuição de variáveis escolhidas para a amostra utilizada

Características do domicílio	Proporção de domicílios na amostra (%)
Mulher como responsável pelo domicílio	25,78
Presença de empregada doméstica	9,34
Presença de geladeira	80,96

Fonte: elaboração do autor.

5 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo apresenta os resultados da estimação do sistema de demanda para os dezoito produtos alimentares escolhidos para a análise usando o procedimento de Shonkwiler e Yen. Ele está estruturado da seguinte forma: na seção 5.1, os resultados do primeiro estágio (decisão de aquisição do produto) são apresentados, assim como os efeitos marginais correspondentes. Na seção 5.2, discutem-se os resultados do segundo estágio (equações de demanda) quando se utiliza a variável gasto total como variável explicativa. Analisam-se também as elasticidades das variáveis utilizadas. A seção 5.3 apresenta os resultados e elasticidades do segundo estágio quando se utiliza a renda mensal familiar ao invés do gasto total. Na seção 5.4, são apresentados os resultados dos cálculos para as elasticidades do açúcar, escolhido como produto residual. Na seção 5.5, uma comparação dos resultados com alguns estudos sobre demanda é apresentada.

5.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio (decisão de aquisição do produto)

5.1.1 Modelo estimado

O primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen consiste na estimação de equações utilizando o modelo probit para cada produto alimentar. A variável dependente é a variável binária que assume o valor 1 se o consumidor adquire o produto e zero, caso contrário. As variáveis explicativas utilizadas e suas denominações estão descritas no Quadro 5.1.

Quadro 5.1 – Variáveis explicativas utilizadas no primeiro estágio de estimação do sistema de demanda

Variáveis explicativas:

- Constante (chamada de ONE)
- Logaritmo natural da renda mensal familiar (chamada de RENDA);
- Dummy regional:
 - Norte (chamada de NORTE);
 - Nordeste (chamada de NORDESTE);
 - Sul (chamada de SUL);
 - Sudeste (será o *default*);
 - Centro-Oeste (chamada de CENTRO-O);
- Dummy de situação de domicílio (chamada de URBANO):
 - Urbano = 1;
 - Rural = 0.
- Dummy de educação do responsável pelo domicílio:
 - Analfabeto (chamada de ANALFA)
 - Primeiro grau incompleto (chamada de PRIINC);
 - Primeiro grau completo (será o *default*);
 - Segundo grau incompleto (chamada de SEGINC);
 - Segundo grau completo (chamada de SEGCOMP);
 - Superior incompleto (chamada de SUPINC);
 - Superior completo (chamada de SUPCOMP);
- Dummy de raça do responsável pelo domicílio:
 - Negra (chamada de NEGRA);
 - Branca (será o *default*);
 - Amarela (chamada de AMARELA);
 - Parda (chamada de PARDA);
 - Outra (chamada de OUTRA);
- Dummy captando se a responsável pelo domicílio é mulher (chamada de MULHER):
 - Mulher = 1;
 - Homem = 0
- Dummy captando se o domicílio tem empregada doméstica (chamada de DOMESTIC):
 - Possui empregada = 1;
 - Não possui empregada = 0;
- Dummy captando se o domicílio tem geladeira (chamada de REFRIG):
 - Possui geladeira = 1;
 - Não possui geladeira = 0;

Fonte: Elaboração do autor.

Os resultados para cada produto estão descritos na Tabela 5.1⁵⁹. Pode-se notar que 263 dos 360 coeficientes são significativos, ou 73,06 % do total. Os sinais das variáveis, em sua maioria, estão também de acordo com o esperado. No caso da renda, seu aumento parece estar relacionado com uma menor probabilidade de aquisição para arroz e açúcar. Para feijão e farinha de mandioca, os coeficientes da renda também são negativos, porém não significativos estatisticamente. Nos demais produtos, o aumento da renda causa aumento na probabilidade de aquisição do produto.

Em relação às variáveis que captam as diferenças regionais, a maior parte dos coeficientes é significativo, indicando que há diferenças regionais em relação à região Sudeste (*default*), mesmo controlando-se para as demais variáveis. Esta é uma conclusão importante, pois indica que a probabilidade de aquisição de determinado produto é influenciada por fatores regionais, independente das conhecidas disparidades regionais de renda. Por exemplo, a probabilidade de consumo de carne suína é muito maior no Sul do que nas demais regiões do país. Da mesma forma, as variáveis Norte e Nordeste têm influência positiva na probabilidade de aquisição de produtos básicos, como arroz, feijão, farinha de mandioca, além de leite em pó e margarina. A variável Sudeste influencia positivamente a probabilidade de consumo de pão francês e a variável Centro-Oeste tem efeito positivo para arroz e leite fluido. Alguns resultados são surpreendentes, como o coeficiente positivo para o Nordeste no caso de carne bovina de primeira, um resultado não esperado dado que o consumo médio nessa região é menor do que no Sudeste. Entretanto, como o efeito da renda é positivo para esse produto, a conclusão parece ser que, controlado para a renda, o consumidor do Nordeste tem maior probabilidade de adquirir, para o consumo domiciliar, carne bovina de primeira do que o consumidor do Sudeste. A maior frequência de alimentação fora do domicílio no Sudeste pode explicar também parte deste resultado.

⁵⁹ O *software* utilizado para a estimação foi o GAUSS 6.0 *for Windows*, Copyright 1984-2003, Aptech Systems, Inc.

Tabela 5.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio (decisão de aquisição do produto), Brasil, Período 2002 - 2003

VARIÁVEL	AÇUCAR		ARROZ		BANANA		BATATA		BOIPRIMEIRA		BOISEGUNDA	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	-0,0420	0,0632	0,0365	0,0625	-2,0868**	0,0669	-2,0514**	0,0703	-2,7039**	0,0715	-1,1058**	0,0664
RENDA	-0,0471**	0,0082	-0,0507**	0,0081	0,1820**	0,0086	0,1794**	0,009	0,2347**	0,0091	0,0244**	0,0086
NORTE	0,3513**	0,0226	0,4965**	0,0225	0,0090	0,0241	-0,3165**	0,0255	0,3962**	0,0246	0,4024**	0,0236
NORDESTE	0,5497**	0,0189	0,5302**	0,0188	0,2863**	0,0196	-0,0821**	0,02	0,1290**	0,0211	0,1280**	0,0202
SUL	-0,0017	0,0239	0,0714**	0,0235	0,0525**	0,024	0,0832**	0,0238	-0,0004	0,0255	0,2301**	0,0244
CENTRO_O	-0,0448**	0,022	0,1031**	0,0216	-0,2079**	0,0233	-0,2861**	0,0235	0,1181**	0,0236	0,1679**	0,0228
URBANO	-0,1459**	0,0161	-0,0905**	0,016	0,1392**	0,0176	0,0593**	0,0186	0,1083**	0,0189	0,1073**	0,017
ANALFA	0,1550**	0,0276	0,0940**	0,0273	-0,0585**	0,029	-0,1812**	0,0308	-0,1238**	0,0311	0,043	0,0285
PRIINC	0,1218**	0,0238	0,1023**	0,0234	-0,0438*	0,0245	-0,0654**	0,0253	-0,0450*	0,0256	0,0103	0,0244
SEGINC	-0,0294	0,0372	-0,0424	0,0366	-0,0294	0,0381	-0,0348	0,0394	0,0514	0,0391	-0,0046	0,0379
SEGCOMP	-0,0788**	0,0283	-0,1007**	0,0279	-0,005	0,0287	-0,0218	0,0296	0,0398	0,0297	-0,1383**	0,0292
SUPINC	-0,2509**	0,049	-0,2919**	0,048	-0,0417	0,0469	-0,1035**	0,0485	-0,0701**	0,0483	-0,3170**	0,0511
SUPCOMP	-0,0862**	0,0391	-0,1880**	0,0387	-0,0224	0,0382	-0,1525**	0,0395	-0,1011**	0,0393	-0,3354**	0,0415
NEGRA	0,0347	0,0264	0,0504*	0,0262	-0,1550**	0,0286	-0,1366**	0,0303	-0,1999**	0,0312	0,1003**	0,0274
AMARELA	-0,0845	0,101	0,0586	0,0972	-0,0878	0,1016	-0,0349	0,1038	0,1892*	0,0984	0,1261	0,0995
PARDA	0,0577**	0,0141	0,0649**	0,014	-0,0540**	0,0148	-0,0479**	0,0156	-0,0751**	0,0156	0,0564**	0,0148
OUTRA	-0,1262	0,0845	-0,2234**	0,0841	-0,0922	0,0901	-0,1068	0,0984	-0,0519	0,0934	-0,0991	0,0901
MULHER	-0,0881**	0,0145	-0,1478**	0,0143	0,0290*	0,015	-0,0111	0,016	-0,0344**	0,0161	-0,0698**	0,0152
DOMESTIC	-0,0427*	0,0241	-0,008	0,0238	0,0837	0,0237	0,0776**	0,0247	0,1286**	0,0241	-0,0934**	0,0254
REFRIG	-0,1118**	0,0178	-0,1303**	0,0177	0,1272	0,0196	0,2394**	0,0219	0,2099**	0,0219	0,1094**	0,0189

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (***) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.1

VARIÁVEL	FARINHA DE MAND.		FEIJÃO		FRANGO		LEITE EM PÓ		LEITE FLUIDO		MACARRAO	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	-1,0916**	0,0744	-0,3646**	0,0634	-1,2275**	0,0625	-1,9531**	0,0781	-0,8323**	0,0632	-0,8930**	0,0647
RENDA	-0,0137	0,0095	-0,0034	0,0082	0,1169**	0,0081	0,0360**	0,0099	0,1428**	0,0082	0,0318**	0,0084
NORTE	1,0535**	0,0266	0,2709**	0,0229	0,2271**	0,0223	1,0723**	0,0292	-0,5487**	0,0226	0,0710**	0,0235
NORDESTE	0,8294**	0,0236	0,5261**	0,0191	0,2552**	0,0185	0,9776**	0,0263	-0,4613**	0,0185	0,2495**	0,0193
SUL	-0,2550**	0,0356	0,0554**	0,0241	0,0692**	0,0229	-0,1165**	0,0379	0,1351**	0,0231	0,1039**	0,0238
CENTRO_O	-0,2111**	0,0313	0,0317	0,0222	-0,1211**	0,0215	-0,1597**	0,0354	0,1247**	0,0212	-0,0788**	0,0226
URBANO	-0,1347**	0,0181	-0,1997**	0,016	-0,0238	0,016	0,2476**	0,0208	-0,1303**	0,0164	0,0092	0,0166
ANALFA	0,2101**	0,0325	0,1693**	0,0277	-0,0043	0,0272	-0,1845**	0,0337	-0,0705**	0,0277	-0,0435	0,0284
PRIINC	0,1412**	0,0291	0,1232**	0,0239	0,0536**	0,0232	-0,0753**	0,0293	0,0128	0,0236	0,0389	0,0242
SEGINC	0,0265	0,0446	-0,0623*	0,0375	-0,0710*	0,0363	-0,0007	0,0444	-0,0087	0,0368	0,0244	0,0376
SEGCCOMP	-0,051	0,0348	-0,1203**	0,0286	-0,1146**	0,0276	0,0245	0,0341	-0,0358	0,0279	-0,0134	0,0287
SUPINC	-0,2227**	0,0628	-0,3034**	0,05	-0,3073**	0,0466	-0,1806**	0,0595	-0,1451**	0,046	-0,1623**	0,0488
SUPCOMP	-0,1885**	0,0515	-0,1771**	0,0397	-0,2959**	0,0377	-0,0006	0,0471	-0,1578**	0,0376	-0,0835**	0,0392
NEGRA	0,1713**	0,0301	0,0108	0,0265	0,0564**	0,026	0,1187**	0,0323	-0,2023**	0,0265	-0,0723**	0,0275
AMARELA	0,0181	0,1262	-0,14	0,1034	-0,0469	0,0966	-0,0397	0,1329	-0,3049**	0,0957	-0,099	0,1023
PARDA	0,0939**	0,0164	0,0453**	0,0142	0,0305**	0,0139	0,0804**	0,0173	-0,1470**	0,014	0,0028	0,0145
OUTRA	0,0039	0,0948	-0,2391**	0,0865	-0,1875**	0,0852	-0,0764	0,1029	-0,3111**	0,0866	-0,1383	0,0891
MULHER	-0,0956**	0,0169	-0,1487**	0,0146	-0,0401**	0,0142	0,0069	0,0174	-0,0068	0,0144	-0,0747**	0,0149
DOMESTIC	-0,1604**	0,0297	-0,0426*	0,0243	-0,0516**	0,0234	0,001	0,0285	0,0499**	0,0235	-0,0176	0,0243
REFRIG	-0,1701**	0,0192	-0,0860**	0,0178	0,1132**	0,0178	-0,0681**	0,0209	0,2685**	0,0184	0,0535**	0,0185

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (***) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.1

VARIÁVEL	MANTEIGA		MARGARINA		PÃO FRANCES		SUÍNO		QUEIJOS		TOMATE	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	-2,8002**	0,104	-2,0402**	0,0709	-1,5373**	0,0664	-1,1339**	0,0659	-3,4975**	0,0826	-1,9865**	0,0659
RENDA	0,1476**	0,0131	0,1186**	0,0091	0,1972**	0,0086	0,1173**	0,0085	0,3516**	0,0104	0,1570**	0,0084
NORTE	0,1087**	0,0334	0,1982**	0,0259	-0,1767**	0,0239	-0,4123**	0,0238	-0,3902**	0,0297	0,0966**	0,0238
NORDESTE	0,0178	0,0283	0,4473**	0,0213	0,0308	0,0201	-0,2527**	0,0191	-0,1029**	0,0224	0,4104**	0,0194
SUL	-0,5461**	0,0438	0,1757**	0,0259	-0,5226**	0,0241	0,1192**	0,0229	0,0131	0,0257	-0,0683**	0,0243
CENTRO_O	-0,4802**	0,0391	-0,0151	0,0252	-0,4033**	0,0224	-0,4005**	0,0223	-0,2839**	0,0259	-0,0277	0,0226
URBANO	0,1569**	0,0293	0,1216**	0,0187	0,7437**	0,0163	-0,0112	0,017	0,0815**	0,0226	0,1464**	0,0172
ANALFA	-0,1271**	0,0472	-0,1979**	0,0309	-0,3572**	0,0288	-0,0879**	0,029	-0,3501**	0,0368	-0,1107**	0,0286
PRIINC	-0,0094	0,0387	-0,0332	0,0257	-0,1642**	0,025	0,0093	0,0244	-0,1774**	0,028	-0,0254	0,0241
SEGINC	0,0845	0,0571	0,0186	0,0396	-0,0223	0,0392	-0,0091	0,0381	0,0344	0,0425	0,0284	0,0373
SEGCOMP	0,0594	0,0441	-0,0019	0,0302	0,0822**	0,0303	-0,0483*	0,0289	0,1142**	0,0316	-0,0286	0,0284
SUPINC	0,0554	0,0685	-0,1227**	0,0504	-0,1232**	0,0501	-0,1537**	0,0484	0,1577**	0,0491	-0,0671	0,0467
SUPCOMP	0,0521	0,0561	-0,0904**	0,0409	-0,1171**	0,0415	-0,1611**	0,0391	0,2190**	0,0403	-0,1208**	0,0382
NEGRA	0,0734*	0,0427	-0,0357	0,0299	-0,0543**	0,0274	0,0467*	0,0274	-0,1661**	0,0348	-0,0652**	0,0278
AMARELA	-0,1394	0,1703	-0,3027**	0,1194	0,024	0,1013	0,1085	0,0987	-0,2356**	0,115	0,2083**	0,0961
PARDA	0,0324	0,023	-0,0138	0,0157	-0,0101	0,0148	0,0262*	0,0148	-0,1801**	0,0178	-0,0081	0,0145
OUTRA	0,0032	0,1395	-0,2446**	0,103	-0,2145**	0,0888	-0,1730*	0,0935	-0,3244**	0,1243	-0,1796**	0,092
MULHER	0,0241	0,0233	-0,0004	0,016	0,0416**	0,015	-0,0713	0,0152	0,0577**	0,0181	-0,0513**	0,0149
DOMESTIC	0,0823**	0,0341	-0,0819**	0,0257	-0,0633**	0,0257	-0,0409*	0,0245	0,0737**	0,0257	0,0594**	0,0237
REFRIG	0,1161**	0,0322	0,1896**	0,0209	0,3547**	0,0182	-0,0149	0,0191	0,2845**	0,0291	0,2051**	0,0192

Fonte: Dados da Pesquisa.

No caso das variáveis que procuram captar o efeito do nível educacional do responsável pelo domicílio na probabilidade de aquisição, grande parte dos coeficientes das variáveis ‘segundo grau incompleto’ e ‘segundo grau completo’ não é significativo. Isso indica que há pouca diferença na probabilidade de aquisição para domicílios com responsáveis com primeiro grau completo e segundo grau, completo ou não. Entretanto, os coeficientes para as variáveis ‘analfabeto’, ‘superior incompleto’ e ‘superior completo’ são na maior parte significativos, sendo que os sinais são na maior parte negativos. No caso de responsáveis analfabetos, são observados valores positivos para açúcar, arroz, farinha de mandioca, feijão e carne bovina de segunda (este último, com coeficiente não significativo) e negativos para os demais produtos. No caso de variáveis indicativas de curso superior, com exceção de queijos e manteiga (este último tem coeficiente não significativo), todos os coeficientes são negativos, indicando menores probabilidades de aquisição na comparação com lares chefiados por pessoas com apenas o primeiro grau completo. A explicação para esse resultado pode estar na menor proporção de refeições realizadas no domicílio para aqueles com curso superior, que causaria naturalmente uma menor probabilidade de aquisição para consumo domiciliar. Além disso, a demanda por alimentos energéticos (arroz, açúcar, farinha de mandioca, etc.) tende a ser maior para aqueles que executam trabalhos manuais, como os analfabetos e aqueles com primeiro grau incompleto, em relação aos trabalhadores com maior escolaridade.

No caso da variável que capta as diferenças entre o meio urbano e rural, os coeficientes não foram significativos apenas para o caso do frango, macarrão e carne suína. Em relação aos sinais dos coeficientes, os resultados foram de acordo com o esperado, com valores negativos para os produtos mais energéticos (açúcar, arroz, farinha de mandioca, etc.), indicando maior probabilidade de consumo na zona rural, e valores positivos para produtos como pão francês, carne bovina, queijos, leite em pó, entre outros, cuja probabilidade de consumo é maior no meio urbano.

No caso de variáveis que captam a influência da raça na probabilidade de aquisição, 30 dos 72 coeficientes não são significativos, especialmente no caso das variáveis ‘amarelo’ e ‘outra’. Dessa forma, na maior parte dos casos, a diferença entre os domicílios chefiados por indivíduos que se declararam amarelos ou de outras raças (que não brancos, negros ou pardos) e os domicílios chefiados por brancos foi insignificante. No caso de negros e pardos, parece haver uma influência positiva na probabilidade de aquisição de açúcar, arroz, carne bovina de segunda, farinha de

mandioca, entre outras e negativa para leite fluido, carne bovina de primeira, banana, batata, tomate e queijos.

No caso da variável 'mulher', que representa o fato de o responsável pelo domicílio ser do sexo feminino, a maior parte dos coeficientes é significativo e negativo, com destaque para as carnes em geral, açúcar, arroz e feijão. No caso de leite e derivados, a influência da mulher não é significativo, com exceção de Queijos, onde ela exerce influência positiva. Nos casos da banana e pão francês, esta variável tem influência positiva na probabilidade de aquisição. É difícil identificar uma explicação para o comportamento desta variável. A hipótese de que as mulheres, com maior preocupação com a saúde do que os homens, pudessem determinar uma alimentação mais rica em frutas e verduras no domicílio, não pôde ser testada adequadamente, pela reduzida quantidade de produtos na cesta escolhida, ou seja, não se sabe se a menor probabilidade de consumo apresentada na maior parte dos produtos da cesta significa efetivamente uma escolha de outros produtos não incluídos, como frutas e verduras. O fato é que domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de aquisição dos produtos da cesta.

As demais variáveis, doméstica e geladeira, procuram identificar a influência da presença de empregada doméstica e refrigerador no domicílio, respectivamente, sobre a probabilidade de aquisição dos alimentos. No caso da variável doméstica, os resultados foram o oposto do esperado. A presença de empregada doméstica no domicílio diminui a probabilidade de aquisição de feijão e carnes em geral, com exceção da carne bovina de primeira. Para o arroz, o coeficiente dessa variável não é significativo. Apenas para batata e tomate (e alguns outros produtos, como leite e derivados, cuja expectativa era nula), os valores foram positivos. A expectativa inicial era de que o fato de possuir empregada doméstica tornasse mais provável a realização de refeições no domicílio, pois representaria uma solução para a restrição de tempo no preparo das mesmas, pela presença de uma profissional responsável pela preparação⁶⁰. A explicação pode estar no fato de que a distância entre trabalho e residência para a maior parte das pessoas impeça a realização de refeições no domicílio, mesmo para pessoas que possuam empregadas domésticas. A influência negativa decorreria assim da maior probabilidade de presença de empregadas em lares onde a restrição e custo do tempo (e distância) fossem maiores.

⁶⁰ Da mesma forma, mesmo que a empregada doméstica não fosse responsável pelas refeições, a realização das demais tarefas domésticas permitiria maior tempo para o preparo das refeições pelo responsável.

No caso da variável geladeira, os resultados foram de acordo com o esperado, principalmente no caso do leite. A presença de geladeira aumenta a probabilidade de aquisição de leite fluido e diminui a probabilidade do leite em pó, um resultado importante para explicar a razão de famílias mais pobres geralmente consumirem um produto relativamente mais caro como o leite em pó na presença de outro com as mesmas propriedades e bem mais barato (leite fluido). A capacidade de conservação é um fator importante para essas famílias. A presença de geladeira no domicílio também tem efeito positivo na probabilidade de aquisição de carnes em geral, com exceção da carne suína, cujo efeito não é significativo. O efeito positivo também é observado para queijos. Já a influência negativa é observada para produtos básicos, como arroz, feijão, farinha de mandioca e açúcar. O que pode estar ocorrendo aí é que, controlando para as demais variáveis, a posse de geladeira permita aos domicílios substituir parte dos produtos básicos por aqueles acima citados que necessitam de refrigeração.

5.1.2 – Efeitos marginais das variáveis do primeiro estágio

Para se analisar a magnitude do efeito de cada variável na probabilidade de aquisição de cada produto alimentar, o exame dos coeficientes da Tabela 5.1 não é o mais indicado, pois eles não fornecem os efeitos marginais de cada variável na probabilidade. Para calcular os efeitos marginais, é necessário distinguir as variáveis contínuas (apenas a renda, neste caso) e as variáveis binárias. No primeiro caso, o efeito marginal é calculado da seguinte forma:

$$EM_{renda} = f(X_i \mathbf{b}) \cdot \mathbf{b}_{renda},$$

em que

EM_{renda} = efeito marginal da variável renda;

$f(X_i \mathbf{b})$ = função de densidade de probabilidade da normal padrão avaliada no ponto $I_i = X_i \mathbf{b}$;

\mathbf{b}_{renda} = coeficiente da variável renda.

Os efeitos marginais serão calculados na média da amostra. No caso das variáveis binárias, o efeito marginal será calculado da seguinte forma:

$$EM_{x_k} = P[(y_i = 1 / x_k = 1)] - P[(y_i = 1 / x_k = 0)],$$

em que

EM_{x_k} = efeito marginal da variável binária x_k ;

$P[(y_i = 1/x_k = 1)]$ = probabilidade de aquisição do produto quando $x_k = 1$;

$P[(y_i = 1/x_k = 0)]$ = probabilidade de aquisição do produto quando $x_k = 0$.

Assim, o efeito da variável ‘Superior’, por exemplo, é dado pela diferença de probabilidades de aquisição, no ponto médio da amostra, quando o responsável pelo domicílio possui curso superior (Superior=1) e quando ele possui apenas o primeiro grau completo (default) (Superior e demais variáveis de educação iguais a zero).

Os resultados dos cálculos dos efeitos marginais estão nas Tabelas 5.2 a 5.9. Pode-se notar pelas fórmulas dos efeitos marginais que os sinais são os mesmos da análise dos coeficientes do item anterior. Dessa forma, passa-se diretamente à análise das magnitudes para cada variável. No caso da renda (Tabela 5.2), os efeitos na probabilidade de aquisição são baixos. Em termos positivos, destaca-se o caso do queijo: um aumento de uma unidade no logaritmo da renda⁶¹ causa um aumento de 8,81 pontos percentuais (p.p.) na probabilidade de aquisição. Carne bovina de primeira (7,37 p.p.) e pão francês (6,99 p.p.) vêm logo em seguida. Em termos negativos, arroz (-1,99 p.p.) e açúcar (-1,82 p.p.) apresentam os menores valores.

Em relação aos efeitos marginais regionais (Tabela 5.3), as magnitudes são bem superiores às observadas para a renda. Entre os produtos básicos, o fato de o domicílio estar nas regiões Norte e Nordeste tem influência positiva na probabilidade de aquisição em relação à região Sudeste. Para o caso da farinha de mandioca, um domicílio na região Norte apresenta uma probabilidade de aquisição 29,92 pontos percentuais superior a um domicílio do Sudeste com as mesmas características. No caso do Nordeste, essa diferença é de 21,65 pontos percentuais. Para o feijão, o destaque é o Nordeste: a diferença em relação ao Sudeste chega a 19,76 pontos percentuais. Para o arroz, o consumidor do Norte e Nordeste tem uma probabilidade de adquirir o produto cerca de 20 pontos percentuais maior que no caso do consumidor do Sudeste.

⁶¹ O que significa, no ponto médio, um aumento da renda familiar mensal de R\$ 1.525,63 para R\$ 4.147,01.

Tabela 5.2 – Efeitos marginais da variável Renda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	EFEITO MARGINAL
AÇÚCAR	-0,0182
ARROZ	-0,0199
BANANA	0,0637
BATATA	0,0554
BOIPRIMEIRA	0,0737
BOISEGUNDA	0,0081
FARINHA DE MANDIOCA	-0,0036
FEIJÃO	-0,0013
FRANGO	0,0458
LEITE EM PÓ	0,0081
LEITE FLUIDO	0,0570
MACARRÃO	0,0111
MANTEIGA	0,0164
MARGARINA	0,0351
PAO FRANCÊS	0,0699
SUÍNO	0,0405
QUEIJOS	0,0881
TOMATE	0,0566

Fonte: Dados da Pesquisa.

O Norte surpreendentemente também se destaca no consumo de carnes, especialmente a carne bovina. Em relação ao consumo de leite, Norte e Nordeste têm comportamento semelhante: um domicílio dessas regiões tem maior probabilidade de aquisição de leite em pó (25,05 p.p. e 21,80 p.p., respectivamente) e menor probabilidade de aquisição de leite fluido (-21,59 p.p. e -18,24 p.p., respectivamente) do que um domicílio com as mesmas características da região Sudeste. Esse comportamento é o inverso no Sul e Centro-Oeste, onde o efeito marginal é positivo para leite fluido e negativo para leite em pó. Outro destaque é o efeito marginal positivo do Nordeste no caso da banana. Isso talvez seja explicado pelo baixo preço dessa fruta em relação a outras como maçã ou pêra, por exemplo, cujo consumo é mais difundido no Sul e Sudeste.

Tabela 5.3 – Efeitos marginais das variáveis Regionais, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	NORTE	NORDESTE	SUL	CENTRO-OESTE
AÇÚCAR	0,1314	0,2102	-0,0006	-0,0154
ARROZ	0,1910	0,2044	0,0258	0,0375
BANANA	0,0030	0,1027	0,0178	-0,0647
BATATA	-0,0944	-0,0266	0,0284	-0,0864
BOIPRIMEIRA	0,1299	0,0387	-0,0001	0,0353
BOISEGUNDA	0,1354	0,0396	0,0737	0,0527
FARINHA DE MANDIOCA	0,2992	0,2165	-0,0352	-0,0301
FEIJÃO	0,0977	0,1976	0,0190	0,0108
FRANGO	0,0887	0,0999	0,0266	-0,0451
LEITE EM PÓ	0,2505	0,2180	-0,0123	-0,0163
LEITE FLUIDO	-0,2159	-0,1824	0,0516	0,0477
MACARRÃO	0,0237	0,0874	0,0351	-0,0251
MANTEIGA	0,0158	0,0024	-0,0483	-0,0446
MARGARINA	0,0528	0,1318	0,0464	-0,0036
PAO FRANCÊS	-0,0608	0,0100	-0,1929	-0,1460
SUÍNO	-0,1418	-0,0907	0,0458	-0,1382
QUEIJOS	-0,0927	-0,0280	0,0037	-0,0710
TOMATE	0,0329	0,1499	-0,0221	-0,0091

Fonte: Dados da Pesquisa.

No caso do consumo carne suína, a probabilidade aumenta para as regiões Sul e Sudeste em comparação com as demais regiões do país. Para pão francês, os destaques positivos são Nordeste e Sudeste e o negativo fica com a região Sul. Uma surpresa é a magnitude do efeito marginal para o Nordeste no caso do tomate e carnes bovinas de primeira e de segunda. Controlando para a renda e demais variáveis, um domicílio do Nordeste tem maior probabilidade de adquirir carne de primeira (3,87 p.p.), de segunda (3,96 p.p.) e tomate (14,99 p.p.) do que no Sudeste.

No Centro-Oeste, a probabilidade de aquisição é, na maior parte dos casos, inferior à região Sudeste, com destaque para o pão francês (-14,60 p.p.). A grande exceção é a carne de boi de segunda, com probabilidade 5,27 pontos percentuais maior do que no Sudeste. Para a região Sul, o destaque positivo, além da carne suína, fica com a carne bovina de segunda (7,37 p.p. maior) e margarina (4,64 p.p. maior). Já o negativo fica com o pão francês (-19,29 p.p.) e manteiga (-4,83 p.p.).

Em relação às diferenças entre meio urbano e rural (Tabela 5.4), destaca-se o efeito marginal no caso do pão francês. Um domicílio do meio urbano tem probabilidade 27,95 pontos percentuais maior de aquisição de pão francês que o mesmo domicílio na zona rural. Esse resultado era esperado, pela questão da proximidade de pontos de venda e hábitos alimentares diferentes. Outros destaques do consumo urbano são leite em pó, tomate, banana e carne bovina. O meio rural destaca-se nas probabilidades de aquisição dos produtos básicos, em especial feijão, açúcar e arroz. Outro destaque é o leite fluido, em que o meio rural tem probabilidade 5,19 pontos percentuais maior do que no meio urbano. O papel da produção própria e o autoconsumo certamente influenciam esse último resultado, já que o IBGE incluiu as aquisições não-monetárias no total adquirido.

Tabela 5.4 – Efeitos marginais da variável URBANA, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	EFEITO MARGINAL
AÇÚCAR	-0,0567
ARROZ	-0,0357
BANANA	0,0477
BATATA	0,0181
BOIPRIMEIRA	0,0333
BOISEGUNDA	0,0348
FARINHA DE MANDIOCA	-0,0365
FEIJÃO	-0,0768
FRANGO	-0,0094
LEITE EM PÓ	0,0515
LEITE FLUIDO	-0,0519
MACARRÃO	0,0032
MANTEIGA	0,0162
MARGARINA	0,0350
PAO FRANCÊS	0,2795
SUÍNO	-0,0039
QUEIJOS	0,0200
TOMATE	0,0518

Fonte: Dados da Pesquisa

Em relação à educação do responsável pelo domicílio (Tabela 5.5), as magnitudes não são tão expressivas quanto no caso das variáveis regionais, mas

parecem predominar em relação aos efeitos marginais da variável renda. No caso da categoria ANALFA (responsável pelo domicílio analfabeto), destacam-se a menor probabilidade de aquisição de pão francês (-12,83 p.p.) e queijos (-8,29 p.p.) e o maior probabilidade de aquisição de feijão (6,46 p.p.) e açúcar (5,99 p.p.) em relação a domicílios chefiados por indivíduos que completaram o primeiro grau. Para a categoria PRIINC (responsável pelo domicílio com primeiro grau incompleto), o comportamento é semelhante a ANALFA. As diferenças aparecem apenas para frango, leite fluido, macarrão e carne suína, que apresentam efeitos marginais positivos, ao contrário de ANALFA.

As categorias SEGINC (responsável pelo domicílio com segundo grau incompleto) e SEGCOMP (responsável pelo domicílio com segundo grau completo), como foi visto no item anterior, apresentam a maior parte dos seus coeficientes não significativos estatisticamente. Para SEGCOMP, entretanto, destacam-se os efeitos marginais para carne bovina de segunda (-4,46 p.p.), arroz (-3,88 p.p.) e queijos (3,33 p.p.). No caso da categoria SUPINC (responsável pelo domicílio com curso superior incompleto), destaque para o menor probabilidade de aquisição de frango (-11,58 p.p.) e arroz (-10,89 p.p.) e maior probabilidade para queijos (4,68 p.p.). De forma geral, predominam os efeitos marginais negativos para a cesta selecionada. O padrão se repete no caso de SUPCOMP (responsável pelo domicílio curso superior completo). Os destaques neste caso são a menor probabilidade no caso de carne de frango (-11,17 p.p.) e carne bovina de segunda (-10,07 p.p.) e a maior probabilidade para queijos (6,65 p.p.). Aliás, nessas últimas duas categorias, os efeitos marginais são positivos apenas para queijos e manteiga, indicando que a probabilidade de aquisição é consistentemente menor, controlando para as outras variáveis, do que em domicílios com responsáveis com apenas o primeiro grau completo. Entre as razões para este resultado, a menor frequência de refeições no domicílio para consumidores com maior escolaridade e o maior consumo de alimentos preparados certamente estão entre as mais importantes para a compreensão deste padrão de consumo.

No caso dos efeitos marginais para as variáveis indicativas da raça do responsável pelo domicílio (Tabela 5.6), destacam-se os impactos negativos da categoria NEGRA no consumo de leite fluido (-8,06 p.p.) e carne de boi de primeira (-6,05 p.p.) em relação a domicílios chefiados por indivíduos que se declararam brancos. Em relação aos efeitos positivos, destacam-se a farinha de mandioca (4,60 p.p.) e carne bovina de segunda (3,35 p.p.). Para a categoria PARDA, o padrão de efeitos marginais é

semelhante, com destaque para leite fluido (-5,86 p.p.) e arroz (2,55 p.p.). Para a categoria AMARELA, a maior parte dos efeitos marginais se origina de coeficientes não significativos; dos poucos resultados significativos, destacam-se a maior probabilidade de aquisição de tomate (7,84 p.p.) e, surpreendentemente, de carne bovina de primeira (6,49 p.p.). O destaque negativo foi o leite fluido (-12,09 p.p.), com probabilidade de aquisição muito inferior do que domicílios chefiados por brancos. Para a categoria OUTRA, todos os efeitos marginais significativos foram negativos. Destaque novamente para o leite fluido (-12,33 p.p.) e também o feijão (-8,56 p.p.). De forma geral, pode-se afirmar que as variáveis indicativas de raça parecem importantes na explicação dos padrões de aquisição dos consumidores, mesmo controlando para as demais variáveis. Elas refletem provavelmente heranças culturais diferentes e padrões de consumo passados de geração a geração e ainda refletem certo padrão de desigualdade, principalmente entre brancos e negros/pardos.

Tabela 5.5 – Efeitos marginais das variáveis de nível educacional do responsável pelo domicílio, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ANALFA	PRIINC	SEGINC	SEGCOMP	SUPINC	SUPCOMP
AÇÚCAR	0,0599	0,0468	-0,0110	-0,0294	-0,0901	-0,0321
ARROZ	0,0370	0,0403	-0,0165	-0,0388	-0,1089	-0,0715
BANANA	-0,0206	-0,0154	-0,0104	-0,0018	-0,0147	-0,0079
BATATA	-0,0554	-0,0208	-0,0112	-0,0070	-0,0325	-0,0471
BOIPRIMEIRA	-0,0384	-0,0143	0,0169	0,0130	-0,0221	-0,0316
BOISEGUNDA	0,0147	0,0035	-0,0016	-0,0446	-0,0959	-0,1007
FARINHA DE MANDIOCA	0,0559	0,0364	0,0065	-0,0120	-0,0477	-0,0412
FEIJÃO	0,0646	0,0467	-0,0229	-0,0436	-0,1049	-0,0633
FRANGO	-0,0017	0,0212	-0,0277	-0,0445	-0,1158	-0,1117
LEITE EM PÓ	-0,0404	-0,0175	-0,0002	0,0060	-0,0396	-0,0001
LEITE FLUIDO	-0,0281	0,0051	-0,0035	-0,0143	-0,0578	-0,0628
MACARRÃO	-0,0149	0,0136	0,0085	-0,0046	-0,0538	-0,0284
MANTEIGA	-0,0129	-0,0010	0,0102	0,0070	0,0065	0,0061
MARGARINA	-0,0566	-0,0101	0,0058	-0,0006	-0,0361	-0,0270
PAO FRANCÊS	-0,1283	-0,0564	-0,0073	0,0262	-0,0418	-0,0397
SUÍNO	-0,0301	0,0033	-0,0032	-0,0167	-0,0516	-0,0539
QUEIJOS	-0,0829	-0,0457	0,0097	0,0333	0,0468	0,0665
TOMATE	-0,0396	-0,0093	0,0105	-0,0104	-0,0243	-0,0432

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 5.6 – Efeitos marginais das variáveis de raça, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	NEGRA	AMARELA	PARDA	OUTRA
AÇÚCAR	0,0133	-0,0319	0,0222	-0,0472
ARROZ	0,0198	0,0230	0,0255	-0,0846
BANANA	-0,0531	-0,0306	-0,0190	-0,0321
BATATA	-0,0411	-0,0109	-0,0149	-0,0325
BOIPRIMEIRA	-0,0605	0,0649	-0,0238	-0,0166
BOISEGUNDA	0,0335	0,0424	0,0186	-0,0310
FARINHA DE MANDIOCA	0,0460	0,0045	0,0244	0,0010
FEIJÃO	0,0041	-0,0513	0,0172	-0,0856
FRANGO	0,0221	-0,0182	0,0119	-0,0715
LEITE EM PÓ	0,0270	-0,0083	0,0179	-0,0156
LEITE FLUIDO	-0,0806	-0,1209	-0,0586	-0,1233
MACARRÃO	-0,0247	-0,0336	0,0010	-0,0464
MANTEIGA	0,0084	-0,0134	0,0036	0,0003
MARGARINA	-0,0105	-0,0796	-0,0041	-0,0660
PAO FRANCÊS	-0,0194	0,0084	-0,0036	-0,0792
SUÍNO	0,0162	0,0382	0,0090	-0,0562
QUEIJOS	-0,0424	-0,0581	-0,0456	-0,0766
TOMATE	-0,0233	0,0784	-0,0029	-0,0622

Fonte: Dados da Pesquisa.

Para o caso da variável MULHER (responsável pelo domicílio ser do sexo feminino) (Tabela 5.7), de forma geral, os efeitos marginais têm magnitudes menores que as demais variáveis. Destacam-se o impacto negativo nas probabilidades de aquisição de arroz (-5,76 p.p.) e feijão (-5,56 p.p.), assim como as carnes em geral. Esse resultado parece indicar uma menor probabilidade de refeições feitas no domicílio quando a mulher é a responsável. Certamente, a dificuldade do preparo das refeições pela mulher que trabalha fora impõe a substituição das refeições no domicílio por alternativas fora dele⁶².

Em relação à variável DOMESTIC (presença de empregada doméstica no domicílio) (Tabela 5.8), as magnitudes são comparáveis à variável MULHER. Os destaques são os impactos positivos na probabilidade de aquisição de carne bovina de primeira (4,18 p.p.) e banana (2,98 p.p.) e negativos nas probabilidades para farinha de

⁶² No caso das crianças, refeições em creches e escolas podem substituir parte daquelas realizadas em casa. Para os adultos, refeições no local de trabalho ou em estabelecimentos próximos podem ser substitutos escolhidos.

mandioca (-3,95 p.p) e carne de boi de segunda (-3,01 p.p.). De forma geral, os resultados mostram um impacto negativo em produtos básicos (arroz, feijão, farinha de mandioca) e positivo em produtos mais “nobres”, como queijos e carnes de primeira. A expectativa inicial, como já colocado no item anterior, era de um impacto positivo da presença de empregada doméstica na realização de refeições no domicílio e, assim, também nos produtos mais utilizados, como arroz e feijão. Os resultados, entretanto, não confirmaram esta expectativa. Mesmo controlando para a renda, a presença de empregada doméstica parece permitir uma diferenciação entre domicílios que favorece o consumo de alimentos mais caros, diminuindo a probabilidade de aquisição para os básicos.

Tabela 5.7 – Efeitos marginais da variável mulher, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	EFEITO MARGINAL
AÇÚCAR	-0,0337
ARROZ	-0,0576
BANANA	0,0102
BATATA	-0,0034
BOIPRIMEIRA	-0,0107
BOISEGUNDA	-0,0228
FARINHA DE MANDIOCA	-0,0245
FEIJÃO	-0,0556
FRANGO	-0,0157
LEITE EM PÓ	0,0015
LEITE FLUIDO	-0,0027
MACARRÃO	-0,0258
MANTEIGA	0,0027
MARGARINA	-0,0001
PAO FRANCÊS	0,0147
SUÍNO	-0,0244
QUEIJOS	0,0147
TOMATE	-0,0184

Fonte: Dados da Pesquisa.

Finalmente, em relação à variável REFRIG (presença de geladeira no domicílio) (Tabela 5.9), destaque para o impacto na probabilidade de aquisição de pão francês (13,12 p.p.) e leite fluido (10,64 p.p.). As carnes em geral (com exceção da carne suína)

e queijos também apresentam impactos positivos importantes. A probabilidade de aquisição de leite em pó é afetada negativamente (-1,56 p.p.), mas numa magnitude menor que a esperada. A conclusão no caso do leite parece ser que, dada a necessidade de refrigeração, o leite fluido é afetado de forma mais significativa e a substituição pelo leite em pó é realizada também por outras razões não-relacionadas apenas com a refrigeração⁶³.

Tabela 5.8 – Efeitos marginais da variável doméstica, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	EFEITO MARGINAL
AÇÚCAR	-0,0164
ARROZ	-0,0031
BANANA	0,0298
BATATA	0,0245
BOIPRIMEIRA	0,0418
BOISEGUNDA	-0,0301
FARINHA DE MANDIOCA	-0,0395
FEIJÃO	-0,0160
FRANGO	-0,0201
LEITE EM PÓ	0,0002
LEITE FLUIDO	0,0199
MACARRÃO	-0,0061
MANTEIGA	0,0096
MARGARINA	-0,0236
PAO FRANCÊS	-0,0227
SUÍNO	-0,0140
QUEIJOS	0,0190
TOMATE	0,0217

Fonte: Dados da Pesquisa

⁶³ Aspectos como comodidade, diferenciação de produto, presença de características especiais devem influenciar também o consumo de leite em pó.

Tabela 5.9 – Efeitos marginais da variável geladeira, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	EFEITO MARGINAL
AÇÚCAR	-0,0434
ARROZ	-0,0515
BANANA	0,0436
BATATA	0,0699
BOIPRIMEIRA	0,0629
BOISEGUNDA	0,0354
FARINHA DE MANDIOCA	-0,0467
FEIJÃO	-0,0329
FRANGO	0,0441
LEITE EM PÓ	-0,0156
LEITE FLUIDO	0,1064
MACARRÃO	0,0185
MANTEIGA	0,0122
MARGARINA	0,0535
PAO FRANCÊS	0,1312
SUÍNO	-0,0052
QUEIJOS	0,0653
TOMATE	0,0717

Fonte: Dados da Pesquisa.

Resumindo os principais resultados do primeiro estágio, tem-se que:

- O efeito da variável renda familiar mensal na probabilidade de aquisição é negativo para os produtos básicos e positivos para os demais produtos;
- Há diferenças regionais significativas na probabilidade de consumo entre as regiões do país, mesmo controlando para as demais variáveis.
- Há diferenças também entre domicílios localizados nos meios urbano e rural. Na zona rural, há maior probabilidade de aquisição de produtos básicos, mais energéticos, e também maior probabilidade de consumo de produtos em que há possibilidade de produção própria, como o leite fluido. No meio urbano, destaca-se a maior probabilidade de aquisição de pão francês.
- O nível educacional parece estar negativamente correlacionado com a probabilidade de aquisição dos produtos da cesta pesquisada, especialmente para os produtos básicos.

- Há diferenças significativas nas probabilidades de aquisição entre domicílios chefiados por pessoas que se declararam pardas e negras e os domicílios chefiados por brancos. Essa diferença está na maior probabilidade de consumo de produtos básicos e carne bovina de segunda para domicílios chefiados por pardos e negros e maior probabilidade de aquisição de produtos mais “nobres” (carne bovina de primeira, banana, queijos, leite fluido) para domicílios chefiados por brancos.
- Domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de aquisição para consumo domiciliar de quase todos os produtos da cesta escolhida.
- A presença de empregada doméstica no domicílio teve efeito oposto ao esperado, com um impacto negativo na probabilidade de aquisição de produtos básicos (arroz, feijão, farinha de mandioca).
- A presença de geladeira no domicílio permite aos domicílios substituir parte dos produtos básicos por aqueles que necessitam de refrigeração, com destaque para o leite fluido.

5.2 – Resultados da estimação do segundo estágio

Com os resultados do primeiro estágio, pode-se passar agora para a estimação do sistema de demanda propriamente dito. Nesta seção, são apresentados os resultados quando se utiliza a variável gasto total e na próxima são apresentados os resultados quando se utiliza a renda. O sistema estimado é o seguinte:

$$w_{in} = \Phi(Z_{in}' \hat{\alpha}_i) \left(\sum_{k=1}^n q_{ik} V_k + \sum_{j=1}^n g_{ij} \ln p_j + b_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{I_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right) + d_i f(Z_{in}' \hat{\alpha}_i) + h_{in}$$

($i = \text{arroz, banana, ..., tomate e } n = 1, 2, \dots, 43922$), (5.1)

em que

$$w_{in} = \frac{p_{in} q_{in}}{m} = \text{parcela do gasto total com o bem } i \text{ para o consumidor } n;$$

$V_k = \text{variáveis demográficas que procuram captar a heterogeneidade entre os consumidores};$

p_j = preço do bem j ;

q_i = quantidade do bem i ;

m = gasto total com n bens (ou renda);

$$\ln a(p) = \sum_{j=1}^n w_j^0 \ln p_j ;$$

$$b(p) = \prod_k p_k^{b_k} ;$$

$f(Z_{in} | \hat{a}_i)$ = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em $Z_{in} | \hat{a}_i$;

$\Phi(Z_{in} | \hat{a}_i)$ = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em $Z_{in} | \hat{a}_i$;

$q_i, b_i, d_i, g_{ij}, l_i$ = parâmetros a serem estimados.

O *software* utilizado para a estimação foi o GAUSS 6.0 for Windows⁶⁴, escolhido pela facilidade na manipulação de matrizes necessária à implementação da correção de Murphy e Topel (1985).

Pode-se notar que a estimação não incluirá o produto ‘açúcar’, devido ao problema da aditividade explicado no capítulo 4. As elasticidades para esse produto serão calculadas posteriormente, usando as restrições de Engel e Cournot.

A definição das variáveis explicativas utilizadas encontra-se no Quadro 5.2. É possível notar que algumas variáveis utilizadas no segundo estágio já haviam sido incluídas no primeiro: renda mensal familiar (na segunda especificação), a dummy de educação do responsável pelo domicílio, a dummy de situação de domicílio e a dummy de posse de geladeira. A razão para a repetição é que as duas primeiras variáveis citadas certamente não são importantes apenas na decisão de aquisição do produto, mas também na definição de quanto adquirir do produto. Quanto às demais, é importante definir de forma mais completa as diferenças entre o consumo de domicílios localizados na zona rural e urbana e o efeito da compra de geladeira no consumo total. Além disso, também foram incluídas no segundo estágio as variáveis de composição familiar, já utilizadas em outros estudos⁶⁵, e que influenciam na demanda familiar de alimentos.

⁶⁴ GAUSS 6.0 for Windows, Copyright 1984-2003, Aptech Systems, Inc.

⁶⁵ Ver, por exemplo, Thomas et al. (1991) e Yen et al. (2002)

Quadro 5.2 – Variáveis explicativas utilizadas no segundo estágio de estimação do sistema de demanda

Denominação das Variáveis explicativas:

- Constante (ONE);
- Logaritmo da Renda mensal real (RENDA) (ou logaritmo do gasto total real (DESPESC) com a cesta de 18 produtos);
- Logaritmo da Renda mensal real ao quadrado (RENDASQ) (ou do gasto total real ao quadrado (QDESPESC) com a cesta de 18 produtos);
- Preços de cada produto (P +nome do produto, ex: PARROZ);
- Dummy de educação do responsável pelo domicílio:
 - Analfabeto (ANALFA)
 - Primeiro grau incompleto (PRIINC);
 - Primeiro grau completo (será o *default*);
 - Segundo grau incompleto (SEGINC);
 - Segundo grau completo (SEGCOMP);
 - Superior incompleto (SUPINC);
 - Superior completo (SUPCOMP);
- Composição familiar (número de membros com idade):
 - Menor que 6 anos (AGELT6);
 - Entre 6 e 12 anos (AGE6_12);
 - Entre 13 e 20 anos (AGE13_20);
 - Entre 21 e 59 anos (AGE21_59);
 - Maior que 60 anos (AGEMT60).
- Dummy de situação de domicílio (URBANO):
 - Urbano = 1
 - Rural = 0
- Dummy captando se o domicílio tem geladeira (REFRIG):
 - Possui geladeira = 1;
 - Não possui geladeira = 0;
- Variável construída com resultados do primeiro estágio (GAMMA) representando a função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em $Z_{in} \hat{\mathbf{a}}_i$;

a) Resultados utilizando o gasto total como variável

Os resultados da estimação por Máxima Verossimilhança estão descritos na Tabela 5.10. Os desvios-padrões já estão ajustados pela correção de Murphy e Topel, descrita no capítulo 4. Dos 578 coeficientes estimados, 301 (52,08 %) foram estatisticamente significativos a 10% de nível de probabilidade. A presença de muitos coeficientes não-significativos já era de alguma forma esperado devido à inclusão dos preços de todos os produtos da cesta em cada equação. De forma geral, a maior parte dos parâmetros não significativos refere-se às variáveis de preço. Além disso, destacam-se pelo baixo número de parâmetros significativos as variáveis PRIINC, SEGINC e SEGCOMP. Quanto às variáveis de composição da família, o mais comum é que apenas alguns sejam significativos por produto, indicando que o efeito marginal pela inclusão de mais um membro da família é muitas vezes nulo.

Os coeficientes da variável GAMMA foram significativos em 10 das 17 equações, indicando que a inclusão das variáveis do primeiro estágio foram importantes na explicação das parcelas orçamentárias.

Já para as variáveis DESPESC (logaritmo do gasto total real) e QDESPESC (quadrado do logaritmo do gasto total real), com exceção do produto “Margarina”, em todas as equações pelo menos um coeficiente dos dois foi significativo em cada equação, geralmente o coeficiente da variável DESPESC.

Em relação às variáveis URBANO e REFRIG, na maior parte dos casos os coeficientes foram significativos (em 10 e 11 equações, respectivamente). No caso de URBANO, a não-significância para o caso de tomate foi uma surpresa, dado o resultado do primeiro estágio. Para o caso da variável REFRIG, a surpresa foi a não-significância para o leite em pó, carnes bovinas e manteiga, ao contrário do que se poderia esperar a princípio. No entanto, o coeficiente foi significativo no caso do leite fluido.

Em relação aos sinais esperados e magnitude dos coeficientes, a análise será feita diretamente sobre as elasticidades no próximo item.

Tabela 5.10 – Resultados da estimação do segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (equações de demanda), Brasil, 2002 - 2003

VARIÁVEL	ARROZ		BANANA		BATATA		BOIPRIMEIRA		BOISEGUNDA		FARINHA DE MAND.	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	0,2708**	0,0489	0,1525**	0,0522	-0,0362	0,0487	-1,1127	0,8502	-0,3722**	0,1329	0,0664	0,0643
ANALFA	0,0495**	0,0089	-0,0085	0,0098	-0,0110*	0,0066	-0,0856*	0,0512	0,0558**	0,0121	0,0122	0,0102
PRIINC	0,0228**	0,0091	-0,0005	0,0062	-0,0038	0,0040	-0,0291	0,0185	0,0106	0,0110	-0,0005	0,0077
SEGINC	-0,0034	0,0110	0,0040	0,0113	-0,0088	0,0064	0,0410	0,0271	0,0006	0,0152	-0,0223	0,0144
SEGCCOMP	-0,0307**	0,0100	0,0128*	0,0077	0,0007	0,0046	0,0602*	0,0343	-0,0468**	0,0177	-0,0114	0,0102
SUPINC	-0,0388**	0,0285	0,0168*	0,0097	0,0062	0,0067	0,0901*	0,0530	-0,0678*	0,0410	-0,0012	0,0335
SUPCOMP	-0,0686**	0,0214	0,0300**	0,0102	0,0052	0,0053	0,0968*	0,0550	-0,1260**	0,0361	-0,0052	0,0244
AGELT6	-0,0077**	0,0018	0,0004	0,0023	-0,0021	0,0018	-0,0281*	0,0158	-0,0209**	0,0040	0,0057**	0,0012
AGE6_12	-0,0006**	0,0018	0,0004	0,0021	-0,0006	0,0018	-0,0346*	0,0187	-0,0097**	0,0037	0,0158**	0,0023
AGE13_20	-0,0038**	0,0016	-0,0052**	0,0022	-0,0005	0,0014	-0,0277*	0,0148	-0,0108**	0,0032	0,0107**	0,0020
AGE21_59	-0,0139**	0,0021	-0,0008	0,0020	-0,0012	0,0016	-0,0032	0,0036	-0,0130**	0,0035	0,0012	0,0019
AGEMT60	-0,0293**	0,0037	0,0168**	0,0044	0,0036	0,0023	-0,0103	0,0072	-0,0110**	0,0052	0,0174**	0,0045
REFRIG	-0,0599**	0,0073	0,0133*	0,0075	0,0141*	0,0083	0,1313	0,0834	-0,0140	0,0103	-0,0423**	0,0088
URBANO	0,0092*	0,0048	-0,0035	0,0064	0,0014	0,0048	0,0837*	0,0477	0,0439**	0,0109	-0,0550**	0,0098
PARROZ	-0,1561**	0,0138	0,0042	0,0153	0,0081	0,0126	-0,0383	0,0325	-0,0260	0,0196	0,0772**	0,0117
PBANANA	0,0186**	0,0077	-0,0299**	0,0066	-0,0123**	0,0047	0,0366	0,0234	-0,0205*	0,0117	0,0104*	0,0056
PBATATA	0,0498**	0,0130	0,0100	0,0101	-0,0213**	0,0044	0,0814*	0,0474	0,0300*	0,0170	-0,0530**	0,0116
PBOIPRI	-0,0174	0,0140	-0,0061	0,0180	-0,0034	0,0121	0,0103	0,0138	-0,0566**	0,0279	-0,0583**	0,0151
PBOISEG	-0,0112	0,0102	-0,0139	0,0159	0,0046	0,0111	-0,0444	0,0304	-0,0986**	0,0136	-0,0253**	0,0088
PFARINH	0,0358**	0,0092	-0,0107	0,0111	0,0367**	0,0113	-0,0660*	0,0387	0,0619**	0,0150	-0,1288**	0,0179
PFEIJAO	-0,0468**	0,0077	0,0005	0,0137	-0,0135	0,0096	0,0130	0,0195	0,0452**	0,0176	0,0823**	0,0136
PFRANGO	0,0303**	0,0095	0,0079	0,0128	-0,0117	0,0076	0,0579*	0,0321	0,0260	0,0166	-0,0351**	0,0096
PLEITEP	0,0278**	0,0110	-0,0237*	0,0139	0,0157	0,0140	0,0176	0,0240	0,0162	0,0226	0,0135*	0,0076
PLEITEF	-0,0259**	0,0066	0,0011	0,0076	-0,0146**	0,0056	-0,0648	0,0408	-0,0659**	0,0120	0,0229**	0,0060
PMACARR	0,0063	0,0058	-0,0001	0,0078	-0,0019	0,0064	0,0366	0,0249	0,0576**	0,0128	-0,0053	0,0051
PMANTEI	-0,1538**	0,0149	-0,0005	0,0098	0,0057	0,0073	-0,1106*	0,0656	-0,0482**	0,0169	0,0337**	0,0088
PMARGAR	0,0116	0,0104	0,0091	0,0141	-0,0004	0,0097	0,0242	0,0226	0,0320	0,0199	-0,0463**	0,0113
PPAOFRA	0,0645**	0,0104	-0,0005	0,0080	0,0112*	0,0065	0,0577*	0,0327	0,0055	0,0130	-0,0047	0,0093
PSUÍNO	0,0242**	0,0078	-0,0018	0,0091	-0,0010	0,0058	0,0523*	0,0299	0,0235*	0,0132	-0,0060	0,0059
PQUEIJO	-0,0535**	0,0108	-0,0067	0,0091	0,0056	0,0065	0,0369*	0,0210	0,0262	0,0160	0,1117**	0,0241
PTOMATE	-0,0319**	0,0087	-0,0197**	0,0083	-0,0044	0,0056	0,0414	0,0268	-0,0102	0,0136	0,0781**	0,0180
DESPESEC	0,0310**	0,0102	-0,0689**	0,0130	-0,0156**	0,0043	0,1744**	0,0851	0,1681**	0,0283	0,0034	0,0049
QDESPESEC	0,0053**	0,0017	0,0064**	0,0015	0,0013*	0,0007	-0,0018	0,0041	-0,0224**	0,0039	-0,0023**	0,0008
GAMMA	0,2148**	0,0548	0,1332**	0,0403	0,0631**	0,0194	0,4724	0,3529	0,3199**	0,0758	-0,0106	0,0532

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (**) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.10

VARIÁVEL	FEIJÃO		FRANGO		LEITE EM PÓ		LEITE FLUIDO		MACARRAO		MANTEIGA	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	0,0385	0,0473	-0,5203**	0,2021	-0,1706	0,1295	0,1002	0,0785	-0,1170	0,0932	-0,4236*	0,2310
ANALFA	0,0398**	0,0084	-0,0046	0,0117	-0,0323**	0,0154	0,0359**	0,0108	-0,0038	0,0072	-0,0008	0,0188
PRIINC	0,0145*	0,0074	0,0167	0,0111	-0,0162*	0,0094	-0,0013	0,0069	0,0101*	0,0061	0,0114	0,0124
SEGINC	-0,0095	0,0122	-0,0267	0,0283	-0,0077	0,0100	0,0052	0,0101	0,0057	0,0079	0,0045	0,0160
SEGCCOMP	-0,0127	0,0128	-0,0525**	0,0177	0,0030	0,0097	-0,0026	0,0075	0,0009	0,0090	0,0220	0,0140
SUPINC	-0,0040	0,0253	-0,1465**	0,0563	0,0228	0,0175	0,0246	0,0183	-0,0144	0,0120	0,0514**	0,0246
SUPCOMP	-0,0394**	0,0198	-0,1176**	0,0403	0,0157	0,0162	0,0060	0,0098	0,0013	0,0147	0,0362*	0,0197
AGELT6	-0,0071**	0,0015	-0,0190**	0,0038	0,0695**	0,0126	0,0508**	0,0051	-0,0032*	0,0018	-0,0069	0,0048
AGE6_12	0,0049**	0,0015	-0,0064**	0,0030	-0,0300**	0,0060	0,0005	0,0024	-0,0048**	0,0019	-0,0038	0,0039
AGE13_20	0,0000	0,0013	0,0051**	0,0025	-0,0225**	0,0047	-0,0061**	0,0022	-0,0044**	0,0019	0,0012	0,0028
AGE21_59	-0,0037**	0,0014	0,0136**	0,0036	-0,0216**	0,0038	-0,0130**	0,0023	-0,0043**	0,0021	-0,0031	0,0024
AGEMT60	-0,0100**	0,0023	0,0182**	0,0044	-0,0112**	0,0040	-0,0041	0,0032	-0,0182**	0,0057	-0,0066	0,0044
REFRIG	-0,0499**	0,0059	0,0658**	0,0155	0,0087	0,0106	-0,0350**	0,0160	0,0001	0,0049	0,0079	0,0156
URBANO	-0,0328**	0,0064	-0,0142	0,0155	0,0304**	0,0153	-0,0556**	0,0111	0,0087	0,0064	-0,0048	0,0113
PARROZ	-0,0268**	0,0067	0,0476**	0,0171	0,0226	0,0138	-0,0102	0,0177	0,0325**	0,0112	0,0127	0,0178
PBANANA	0,0225**	0,0079	-0,0032	0,0096	0,0090	0,0096	-0,0027	0,0094	-0,0150**	0,0067	0,0195	0,0145
PBATATA	-0,0046	0,0109	0,0692**	0,0199	0,0220	0,0148	-0,0484**	0,0168	-0,0315**	0,0099	0,0148	0,0154
PBOIPRI	0,0571**	0,0130	-0,0318	0,0204	-0,0209	0,0169	0,0071	0,0162	0,0169	0,0123	-0,0313	0,0202
PBOISEG	0,0321**	0,0100	-0,0099	0,0164	0,0214	0,0154	0,0204	0,0137	0,0121	0,0103	-0,0193	0,0197
PFARINH	0,0049	0,0066	-0,0850**	0,0221	-0,0020	0,0116	0,0722**	0,0207	0,0035	0,0083	0,0081	0,0141
PFEIJAO	-0,0411**	0,0056	0,0089	0,0143	-0,0076	0,0120	0,0189	0,0134	-0,0135	0,0094	-0,0019	0,0195
PFRANGO	0,0118	0,0086	-0,0406**	0,0113	0,0142	0,0110	-0,0135	0,0106	0,0021	0,0081	0,0099	0,0134
PLEITEP	-0,0076	0,0095	-0,0713**	0,0210	0,0418**	0,0112	0,0711**	0,0188	-0,0247**	0,0113	0,0013	0,0145
PLEITEF	0,0130**	0,0050	0,0288**	0,0096	0,0926**	0,0198	-0,0674**	0,0082	0,0203**	0,0078	0,0335**	0,0166
PMACARR	-0,0512**	0,0077	0,0142	0,0094	0,0263**	0,0084	0,0240**	0,0088	-0,0362**	0,0100	-0,0085	0,0090
PMANTEI	0,0316**	0,0090	-0,0095	0,0137	0,0128	0,0118	-0,0144	0,0121	0,0058	0,0076	0,1228**	0,0483
PMARGAR	-0,0082	0,0101	0,0072	0,0156	-0,0430**	0,0140	0,0339**	0,0139	-0,0394**	0,0134	0,0641**	0,0303
PPAOFRA	-0,0030	0,0086	-0,0620**	0,0178	-0,0301**	0,0104	0,0237**	0,0096	-0,0155	0,0099	0,0279*	0,0149
PSUÍNO	0,0115*	0,0062	-0,0454**	0,0140	0,0055	0,0096	0,0231**	0,0084	-0,0083	0,0063	-0,0099	0,0093
PQUEIJO	-0,0232**	0,0093	0,0244*	0,0136	0,0374**	0,0142	-0,0125	0,0096	0,0086	0,0078	0,0120	0,0088
PTOMATE	-0,0308**	0,0091	-0,0111	0,0118	0,0064	0,0110	0,0006	0,0098	-0,0293**	0,0106	-0,0192	0,0142
DESPESEC	0,0238**	0,0069	0,1926**	0,0367	0,0501**	0,0160	-0,0247**	0,0067	-0,0191**	0,0074	0,0308*	0,0176
QDESPESEC	-0,0006	0,0010	-0,0276**	0,0057	-0,0063**	0,0023	-0,0056**	0,0014	0,0055**	0,0016	-0,0032	0,0024
GAMMA	0,0735*	0,0417	0,8200**	0,1771	0,1014	0,0673	0,0472	0,0429	0,3035**	0,0985	0,0655	0,0440

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (**) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.10

VARIÁVEL	MARGARINA		PÃO FRANCES		SUÍNO		QUEIJOS		TOMATE	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	-0,0650	0,0885	0,4146**	0,0574	-0,3318	0,2502	0,0112	0,0548	0,1911**	0,0453
ANALFA	-0,0162*	0,0098	-0,0639**	0,0100	0,0378**	0,0169	-0,0157	0,0259	-0,0030	0,0068
PRIINC	0,0003	0,0047	-0,0247**	0,0059	0,0188**	0,0095	-0,0138	0,0089	-0,0008	0,0056
SEGINC	0,0068	0,0069	-0,0005	0,0073	0,0037	0,0124	-0,0164	0,0106	0,0014	0,0077
SEGCOMP	0,0091	0,0063	0,0243**	0,0064	-0,0074	0,0090	0,0022	0,0064	-0,0006	0,0051
SUPINC	0,0111	0,0092	0,0289**	0,0114	-0,0324	0,0200	0,0453**	0,0152	0,0074	0,0072
SUPCOMP	0,0022	0,0075	0,0151*	0,0079	-0,0318*	0,0172	0,0566**	0,0170	0,0113	0,0135
AGELT6	-0,0063**	0,0030	-0,0002	0,0021	-0,0110**	0,0054	-0,0262**	0,0081	-0,0063**	0,0028
AGE6_12	-0,0015	0,0021	0,0254**	0,0028	-0,0061*	0,0036	-0,0162**	0,0050	-0,0020	0,0018
AGE13_20	0,0020	0,0016	0,0264**	0,0028	-0,0068**	0,0032	-0,0132**	0,0045	-0,0005	0,0015
AGE21_59	-0,0028	0,0017	0,0328**	0,0035	-0,0103**	0,0037	-0,0205**	0,0057	0,0026	0,0017
AGEMT60	-0,0069**	0,0034	0,0344**	0,0042	-0,0289**	0,0099	-0,0184**	0,0058	-0,0007	0,0026
REFRIG	0,0188*	0,0098	0,0368**	0,0170	-0,0170**	0,0081	-0,0204	0,0211	0,0147**	0,0063
URBANO	0,0180**	0,0090	0,0654**	0,0119	-0,0182	0,0144	-0,0125*	0,0069	-0,0035	0,0062
PARROZ	0,0271**	0,0132	0,0604**	0,0133	0,0193	0,0184	0,0383**	0,0180	-0,0090	0,0126
PBANANA	-0,0084	0,0066	0,0070	0,0065	-0,0277**	0,0131	0,0101	0,0067	0,0036	0,0051
PBATATA	-0,0002	0,0074	0,0074	0,0091	-0,0838**	0,0310	-0,0275**	0,0084	-0,0124*	0,0074
PBOIPRI	0,0129	0,0132	0,0020	0,0147	0,0600**	0,0282	-0,0115	0,0113	-0,0052	0,0129
PBOISEG	0,0027	0,0099	0,0152	0,0126	0,0434**	0,0211	0,0378**	0,0161	-0,0108	0,0122
PFARINH	0,0109	0,0087	0,0235**	0,0110	0,0799**	0,0356	-0,0164	0,0132	0,0129	0,0101
PFEIJAO	-0,0078	0,0098	-0,0010	0,0116	0,0340*	0,0191	-0,0148	0,0120	0,0023	0,0110
PFRANGO	0,0075	0,0083	-0,0195*	0,0107	-0,0401**	0,0168	0,0310**	0,0104	0,0046	0,0100
PLEITEP	-0,0296**	0,0129	-0,0121	0,0114	0,0489	0,0298	-0,0386**	0,0168	-0,0057	0,0105
PLEITEF	0,0285**	0,0126	0,0414**	0,0077	-0,0289**	0,0133	0,0334**	0,0106	-0,0096	0,0060
PMACARR	-0,0198**	0,0087	-0,0149**	0,0069	0,0424**	0,0190	0,0136**	0,0067	0,0017	0,0070
PMANTEI	0,0048	0,0087	0,1015**	0,0119	0,0346*	0,0181	0,0503**	0,0152	-0,0180*	0,0096
PMARGAR	0,0034	0,0040	-0,0105	0,0108	0,0099	0,0160	-0,0089	0,0107	-0,0009	0,0115
PPAOFRA	-0,0188*	0,0088	-0,0503**	0,0066	0,0409**	0,0191	0,0099	0,0066	-0,0020	0,0066
PSUÍNO	-0,0054	0,0066	0,0060	0,0071	-0,1243**	0,0449	0,0452**	0,0129	-0,0059	0,0076
PQUEIJO	0,0027	0,0067	-0,0241**	0,0084	0,0071	0,0101	-0,0647**	0,0186	0,0019	0,0073
PTOMATE	-0,0177*	0,0094	0,0034	0,0078	0,0391**	0,0182	0,0014	0,0061	0,0180**	0,0057
DESPESEC	0,0060	0,0074	-0,2198**	0,0225	0,0386**	0,0145	0,0901**	0,0271	-0,0774**	0,0175
QDESPESEC	0,0004	0,0012	0,0166**	0,0026	0,0001	0,0015	-0,0137**	0,0042	0,0100**	0,0023
GAMMA	0,1229*	0,0646	0,1623**	0,0666	0,1446	0,1083	0,0735	0,0545	0,0540*	0,0289

Fonte: Dados da Pesquisa

b) Cálculo das elasticidades da demanda

O cálculo das elasticidades no segundo estágio é diferente para cada conjunto de variáveis. A distinção principal deve ser feita entre o caso em que a variável aparece apenas no segundo estágio daquele em que ela aparece em ambos os estágios de estimação. Nesse segundo caso, deve se levar em conta não só o chamado efeito direto (da variável em questão sobre as quantidades demandadas) como também o efeito indireto do primeiro estágio (efeito da variável na probabilidade de aquisição)⁶⁶.

No caso das elasticidades-dispêndio, em que a variável gasto total é encontrada apenas no segundo estágio, a fórmula para as elasticidades é a seguinte (Banks et al., 1997 e Lazaridis, 2004):

$$\mathbf{m}_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \left[\mathbf{b}_i + 2 \frac{\mathbf{l}_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \right],$$

$$e_i = \frac{\mathbf{m}_i}{w_i} + 1,$$

em que

e_i = elasticidade-dispêndio;

m = gasto total com n bens.

As outras variáveis já foram definidas para a equação (5.1).

Em relação às variáveis preço, que aparecem também apenas no segundo estágio, as elasticidades-preço não compensadas são calculadas da seguinte forma:

$$\mathbf{m}_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \left[\mathbf{g}_{ij} - \mathbf{m}_i (\mathbf{a}_j + \sum_k \mathbf{g}_{jk} \ln p_k) - \frac{\mathbf{l}_i \mathbf{b}_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right],$$

$$e_{ij} = \frac{\mathbf{m}_{ij}}{w_i} - \mathbf{d}_{ij},$$

em que

e_{ij} = elasticidades-preço não-compensadas;

$$\mathbf{m}_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m};$$

$$\mathbf{d}_{ij} = 0 \text{ para } \forall i \neq j;$$

⁶⁶ Ver Lazaridis (2004)

$$d_{ij} = 1 \text{ para } \forall i = j.$$

As elasticidades-preço compensadas podem ser calculadas por meio da equação de Slutsky com elasticidades da seguinte forma:

$$e_{ij}^* = e_i w_j + e_{ij},$$

em que

$$e_{ij}^* = \text{elasticidades-preço compensadas.}$$

As variáveis qualitativas binárias também podem ter “elasticidades” calculadas. Apesar de não terem a mesma interpretação das variáveis contínuas, elas permitem analisar de forma mais clara os impactos de cada variável na quantidade demandada em uma relação funcional complexa (Su & Yen, 2000).

No caso das variáveis que aparecem em ambos os estágios de estimação (no caso deste estudo, as variáveis educacionais, a variável URBANO e a variável REFRIG), o cálculo das “elasticidades” é feito da seguinte forma (Lazaridis, 2004, e Yen et al., 2002):

$$e_{i,x_k} = \left[\mathbf{f}(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \mathbf{a}_{x_k} \hat{w}_i + \Phi(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \mathbf{q}_{ik} - \mathbf{d}_i \mathbf{f}(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \cdot (Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i) \cdot \mathbf{a}_{x_k} \right] \cdot \frac{x_k}{w_i},$$

em que

$$e_{i,x_k} = \text{‘elasticidade’ do bem } i \text{ em relação a variável } x_k;$$

$\mathbf{f}(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i)$ = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em $Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i$;

$$\mathbf{a}_{x_k} = \text{coeficiente da variável } x_k \text{ no primeiro estágio;}$$

\hat{w}_i = parcela orçamentária estimada do bem i no ponto escolhido (ponto médio);

$\Phi(Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i)$ = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em $Z_{in}' \hat{\mathbf{a}}_i$;

$$\mathbf{q}_{ik} = \text{coeficiente da variável } x_k \text{ no segundo estágio.}$$

$$\mathbf{d}_i = \text{coeficiente da variável gamma;}$$

$$Z_{in} = \text{vetor de variáveis do primeiro estágio;}$$

$$\hat{\mathbf{a}}_i = \text{vetor de coeficientes estimados no primeiro estágio;}$$

\bar{w}_i = parcela orçamentária do bem i no ponto escolhido (ponto médio).

No caso das variáveis que aparecem apenas no segundo estágio (além dos preços e do gasto total, apenas as variáveis de composição familiar), o primeiro e o terceiro termo dentro dos colchetes da fórmula anterior se anulam, e a elasticidade é calculada com a fórmula:

$$e_{i,x_k} = [\Phi(Z_{in} \hat{\mathbf{a}}_i) \mathbf{q}_{ik}] \cdot \frac{x_k}{w_i}.$$

As Tabelas 5.11 a 5.19 apresentam as elasticidades calculadas com as fórmulas acima, todas calculadas na média da amostra⁶⁷. Na Tabela 5.11, estão os resultados das elasticidades-dispêndio. O que chama a atenção em primeiro lugar é a inexistência de bens inferiores: todas as elasticidades são maiores do que zero. Além disso, 11 das 17 elasticidades são maiores do que um, indicando a predominância de bens superiores. Dentre esses bens, destacam-se as carnes com as maiores elasticidades. A carne bovina de primeira possui a elasticidade mais elevada: um aumento do gasto total com a cesta de alimentos de 10% causa um aumento de 15,7% na quantidade demandada de carne de primeira. Seguem a carne suína (1,21), carne bovina de segunda (1,12) e frango (1,10). A comparação destes resultados com as elasticidades apresentadas no estudo de Menezes et al. (2002), que utilizam também um alto nível de desagregação para os produtos e informações da POF 1995/96 mostra uma ordenação semelhante para as carnes, apenas com a troca de posição entre frango e carne bovina de segunda. No entanto, as elasticidades calculadas naquele trabalho foram sistematicamente menores do que as apresentadas na Tabela 5.11, variando de 0,67 (carne bovina de primeira) a 0,18 (carne bovina de segunda). Os resultados apresentados aqui, contudo, parecem mais coerentes com o esperado, pois as carnes são consideradas bens superiores no país, com exceção apenas talvez da carne bovina de segunda. Os resultados da Tabela 5.11 mostram que até este tipo de carne é um bem superior, corroborando de certa forma as informações de quantidade consumida do capítulo quatro⁶⁸.

⁶⁷ Não foi possível calcular os desvios padrões das elasticidades devido à dificuldade imposta pelo uso conjunto de dois estágios de estimação (com variáveis incluídas em ambos os estágios de estimação) e o modelo QUAIDS. Ver Su e Yen (2000) para um exemplo de cálculo de desvios padrões das elasticidades com um modelo linear.

⁶⁸ Tabela 4.9, pág. 109.

Tabela 5.11 – Elasticidades-dispêndio da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	1,2612
BANANA	0,6533
BATATA	0,8907
BOIPRIMEIRA	1,5705
BOISEGUNDA	1,1222
FARINHA DE MANDIOCA	0,9360
FEIJÃO	1,1221
FRANGO	1,1017
LEITE EM PÓ	1,0519
LEITE FLUIDO	0,7403
MACARRÃO	1,1417
MANTEIGA	1,1317
MARGARINA	1,1065
PAO FRANCÊS	0,4674
SUÍNO	1,2142
QUEIJOS	1,0505
TOMATE	0,6666

Fonte: Dados da Pesquisa.

Um resultado não esperado da tabela 5.11 foram as altas elasticidades para produtos básicos. Arroz e feijão têm elasticidades maiores do que um, sendo considerados assim bens superiores. A farinha de mandioca também apresenta elasticidade inesperadamente alta, maior que 0,9. O arroz, aliás, apresenta a segunda maior elasticidade (1,26) de todos os 17 produtos, menor apenas que a carne bovina de primeira. Estes valores superam em muito as expectativas iniciais em relação a estes produtos. Esperava-se que eles fossem considerados no máximo bens normais, com elasticidades na faixa de 0,2 ou 0,3, com a possibilidade até de elasticidades negativas (bens inferiores). Em Menezes et al. (2002), por exemplo, as elasticidades de arroz e feijão foram estimadas em 0,04 e 0,05, respectivamente, enquanto a elasticidade da mandioca foi negativa (-0,21). Entretanto, algumas explicações são possíveis para esses valores elevados. Em primeiro lugar o problema pode estar no uso da variável gasto total ao invés da renda. Na maior parte dos trabalhos, a renda é a variável utilizada e isso garante a discrepância dos valores: como o peso do gasto com alimentação em geral decresce com a renda, ou seja, a elasticidade-renda da “alimentação” é menor do que

um, é de se esperar que as elasticidades-dispêndio sejam consistentemente maiores que as elasticidades-renda para o mesmo conjunto de dados. Essa comparação será possível no item 5.3, quando se utiliza a renda ao invés do gasto total na estimação.

Outra explicação pode estar relacionada à inclusão de outras variáveis que captam os impactos que de outra maneira eram incluídas na esfera de influência da renda. Um exemplo são as variáveis educacionais. Como a renda é positivamente correlacionada com a educação, e esta é negativamente correlacionada com o consumo de alguns produtos, é de se esperar que para outros estudos que não incluam a educação, as elasticidades-renda calculadas sejam menores que as calculadas aqui. De outra maneira, controlando para a educação, é possível que o papel do gasto total seja efetivamente maior do que o esperado inicialmente. Infelizmente, a falta de estudos de demanda utilizando pesquisas de orçamentos familiares e que incluam as variáveis educacionais impede uma comparação dos valores encontrados aqui.

Outra surpresa entre as elasticidades calculadas são os valores encontrados para o leite em pó e leite fluido. Estudos anteriores (Hoffmann, 2000 e Menezes et al., 2002) encontraram elasticidades superiores para o leite fluido e negativas para o leite em pó, indicando ser este último um bem inferior. Na Tabela 5.11, ao contrário, o leite em pó é considerado um bem superior, enquanto o leite fluido é um bem normal. Mesmo controlando para a educação, parece ser pouco realista este resultado no caso brasileiro. Apesar de o leite em pó ser um produto relativamente mais caro que o leite fluido, há ainda uma predominância do consumo nos estratos mais baixos de renda causados por hábitos alimentares e ausência de capacidade de refrigeração. A inclusão da variável REFRIG certamente contribui para captar parte desta influência, mas é difícil considerar o leite em pó um bem superior no Brasil.

Quanto às demais elasticidades, surpreendem os baixos valores para tomate⁶⁹ e banana e as altas elasticidades para manteiga e margarina.

As Tabelas 5.12 e 5.13 apresentam as elasticidades-preço Marshallianas (não-compensadas) e Hicksianas (compensadas). Analisando as elasticidades diretas não-compensadas, observam-se valores negativos para todos os produtos, com exceção da manteiga. Isso indicaria que este produto seria um bem de Giffen, em que um aumento de preço causaria um aumento da quantidade demandada do produto. Isso seria pouco provável num produto com um substituto como a margarina, entre outros, e de baixa

⁶⁹ Apesar de semelhante ao valor encontrado por Menezes et al. (2002).

participação na despesa total dos consumidores. Além disso, a manteiga não é um bem inferior conforme mostram os dados da Tabela 5.11, o que é um requerimento para um produto ser um bem de Giffen. Um exame da Tabela 5.13 sugere a origem do problema. A elasticidade direta compensada no caso da manteiga é positiva, uma violação da lei da demanda. Parece haver um problema na estimação, talvez causado pela baixa frequência observada na aquisição de manteiga pelos consumidores (pouco mais de 5 %). Isso fez com que quase 95 % dos preços para a manteiga fossem imputados através de médias regionais, o que pode ter comprometido os resultados das elasticidades.

De qualquer forma, este problema está circunscrito à manteiga. Para os demais produtos, as elasticidades diretas (compensadas e não-compensadas) foram negativas. O que surpreende novamente são os resultados elevados para os produtos básicos: arroz, feijão e farinha de mandioca têm demandas preço-elásticas, com destaque para o valor (-1,79) para a elasticidade não compensada da farinha. As carnes, em comparação, têm elasticidades menores (em módulo), variando de -1,67 (suíno) até -0,82 (carne bovina de primeira). Quanto aos demais produtos, a maior parte apresenta demandas elásticas. As exceções são tomate (-0,48), pão francês (-0,88), margarina (-0,95) e leite em pó (-0,80). Estes valores são menores que o esperado, especialmente porque estes são produtos com substitutos próximos. A comparação com outros estudos é prejudicada pelo pequeno número de trabalhos que utiliza preços na sua formulação.

Tabela 5.12 – Elasticidades-preço não-compensadas da demanda, Brasil, Período 2002 – 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE MANDIOCA	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-1,6556	0,0851	0,2095	-0,0055	-0,0425	0,1282	-0,2103	0,1813	0,1072
BANANA	0,0218	-1,2834	0,1276	-0,2990	-0,3233	-0,1057	-0,0024	-0,1440	-0,3100
BATATA	0,1115	-0,1648	-1,3069	-0,1083	0,0247	0,5395	-0,1999	-0,2317	0,2187
BOIPRIMEIRA	-0,1277	0,1136	0,2806	-0,8217	-0,0925	-0,2550	0,0348	0,3352	0,0673
BOISEGUNDA	-0,0683	-0,1338	0,0961	-0,0311	-1,2081	0,2224	0,1815	0,2825	0,1010
FARINHA DE MANDIOCA	0,4805	0,0551	-0,3289	-0,3454	-0,1362	-1,7924	0,5120	-0,1994	0,0903
FEIJÃO	-0,1580	0,1288	-0,0287	0,3900	0,2144	0,0214	-1,2492	0,1166	-0,0430
FRANGO	0,2190	-0,0903	0,2503	0,1067	0,1601	-0,3332	0,0563	-0,9108	-0,2210
LEITE EM PÓ	0,1061	0,0193	0,0904	-0,0349	0,1413	-0,0089	-0,0270	0,1208	-0,8058
LEITE FLUIDO	-0,0413	-0,0204	-0,2169	-0,0465	0,0849	0,3454	0,1012	-0,1241	0,3261
MACARRÃO	0,3120	-0,1154	-0,3103	0,1125	0,0429	0,0254	-0,1542	-0,0508	-0,2776
MANTEIGA	0,1533	0,1917	0,1599	-0,2800	-0,1524	0,0901	-0,0132	0,1850	0,0329
MARGARINA	0,3439	-0,1057	-0,0022	0,1782	0,0348	0,1339	-0,1025	0,1060	-0,3789
PAO FRANCÊS	0,2352	0,1079	0,0504	-0,4659	-0,1939	0,1681	0,0099	-0,5483	-0,0983
SÚINO	0,1061	-0,1546	-0,4560	0,3841	0,2581	0,4224	0,1788	-0,1643	0,2666
QUEIJOS	0,2790	0,0028	-0,1940	0,0910	0,4028	-0,1057	-0,0757	0,3849	-0,2064
TOMATE	-0,2369	0,2119	-0,2068	-0,5452	-0,5784	0,2633	0,0084	-0,3827	-0,2110

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.12

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	-0,1482	0,0579	-0,6370	0,0614	0,2646	0,0972	-0,2466	-0,1294
BANANA	0,0735	-0,0119	-0,0402	0,0860	0,2074	-0,0533	-0,1408	-0,1549
BATATA	-0,1984	-0,0296	0,0745	-0,0100	0,2190	-0,0240	0,0651	-0,0460
BOIPRIMEIRA	-0,2839	0,1603	-0,3685	0,1028	0,1209	0,1905	0,1300	0,1231
BOISEGUNDA	-0,2737	0,2022	-0,1467	0,1260	-0,1773	0,1189	0,1690	-0,1049
FARINHA DE MANDIOCA	0,1427	-0,0380	0,2111	-0,2866	-0,0547	-0,0323	0,7027	0,4724
FEIJÃO	0,0583	-0,2959	0,1949	-0,0429	-0,0467	0,0718	-0,1371	-0,1922
FRANGO	0,0674	0,0446	0,0013	0,0399	-0,4990	-0,1323	0,1911	-0,1321
LEITE EM PÓ	0,3899	0,1098	0,0644	-0,1830	-0,1943	0,0348	0,1860	0,0054
LEITE FLUIDO	-1,2533	0,0702	-0,0703	0,1356	0,1117	0,1072	-0,0290	-0,0017
MACARRÃO	0,2020	-1,3446	0,0454	-0,3961	-0,0526	-0,1037	0,0347	-0,2582
MANTEIGA	0,3620	-0,1004	0,3811	0,7181	0,2288	-0,0966	0,1659	-0,2421
MARGARINA	0,3555	-0,2460	0,0622	-0,9535	-0,2394	-0,0695	0,0288	-0,2248
PAO FRANCÊS	0,3507	-0,1405	0,3885	-0,0982	-0,8850	-0,0172	-0,1638	0,1163
SUÍNO	-0,1826	0,2458	0,1945	0,0619	0,1937	-1,6731	0,0359	0,2053
QUEIJOS	0,1927	0,0735	0,3574	-0,0517	-0,1387	0,3310	-1,3415	-0,0621
TOMATE	-0,0930	0,0432	-0,4195	-0,0424	0,4439	-0,1947	-0,1368	-0,4870

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 5.13 – Elasticidades-preço compensadas da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE MANDIOCA	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-1,5253	0,1187	0,2300	0,0831	0,0509	0,1649	-0,1313	0,3201	0,1486
BANANA	0,0893	-1,2660	0,1382	-0,2531	-0,2749	-0,0867	0,0385	-0,0721	-0,2885
BATATA	0,2035	-0,1411	-1,2924	-0,0457	0,0907	0,5654	-0,1442	-0,1336	0,2480
BOIPRIMEIRA	0,0346	0,1554	0,3061	-0,7114	0,0239	-0,2093	0,1330	0,5082	0,1189
BOISEGUNDA	0,0476	-0,1040	0,1143	0,0477	-1,1250	0,2550	0,2517	0,4060	0,1378
FARINHA DE MANDIOCA	0,5772	0,0800	-0,3137	-0,2797	-0,0668	-1,7652	0,5706	-0,0963	0,1210
FEIJÃO	-0,0420	0,1587	-0,0105	0,4688	0,2976	0,0540	-1,1789	0,2401	-0,0062
FRANGO	0,3328	-0,0609	0,2682	0,1840	0,2417	-0,3012	0,1253	-0,7895	-0,1849
LEITE EM PÓ	0,2148	0,0473	0,1075	0,0390	0,2193	0,0217	0,0389	0,2367	-0,7712
LEITE FLUIDO	0,0352	-0,0007	-0,2049	0,0055	0,1398	0,3670	0,1475	-0,0426	0,3504
MACARRÃO	0,4300	-0,0850	-0,2918	0,1927	0,1275	0,0586	-0,0828	0,0749	-0,2401
MANTEIGA	0,2702	0,2218	0,1782	-0,2005	-0,0685	0,1230	0,0577	0,3096	0,0701
MARGARINA	0,4582	-0,0763	0,0157	0,2559	0,1167	0,1661	-0,0332	0,2279	-0,3425
PAO FRANCÊS	0,2834	0,1204	0,0580	-0,4331	-0,1592	0,1817	0,0391	-0,4969	-0,0829
SUÍNO	0,2316	-0,1222	-0,4362	0,4693	0,3480	0,4578	0,2548	-0,0306	0,3065
QUEIJOS	0,3875	0,0308	-0,1769	0,1647	0,4807	-0,0751	-0,0100	0,5005	-0,1719
TOMATE	-0,1680	0,2296	-0,1960	-0,4984	-0,5290	0,2827	0,0501	-0,3093	-0,1892

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.13

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	-0,0064	0,0954	-0,6308	0,0832	0,4595	0,1657	-0,2143	-0,1081
BANANA	0,1470	0,0075	-0,0370	0,0973	0,3084	-0,0178	-0,1241	-0,1439
BATATA	-0,0983	-0,0031	0,0788	0,0054	0,3567	0,0245	0,0879	-0,0310
BOIPRIMEIRA	-0,1073	0,2070	-0,3608	0,1298	0,3637	0,2759	0,1703	0,1497
BOISEGUNDA	-0,1475	0,2356	-0,1412	0,1453	-0,0038	0,1800	0,1978	-0,0860
FARINHA DE MANDIOCA	0,2479	-0,0102	0,2157	-0,2704	0,0899	0,0186	0,7267	0,4882
FEIJÃO	0,1845	-0,2625	0,2004	-0,0235	0,1267	0,1328	-0,1083	-0,1733
FRANGO	0,1913	0,0774	0,0067	0,0589	-0,3287	-0,0724	0,2193	-0,1134
LEITE EM PÓ	0,5082	0,1411	0,0695	-0,1649	-0,0317	0,0920	0,2129	0,0231
LEITE FLUIDO	-1,1701	0,0923	-0,0666	0,1484	0,2261	0,1474	-0,0100	0,0108
MACARRÃO	0,3304	-1,3106	0,0510	-0,3764	0,1238	-0,0417	0,0640	-0,2389
MANTEIGA	0,4893	-0,0667	0,3866	0,7377	0,4037	-0,0351	0,1948	-0,2230
MARGARINA	0,4800	-0,2130	0,0676	-0,9344	-0,0684	-0,0093	0,0572	-0,2061
PAO FRANCÊS	0,4032	-0,1266	0,3908	-0,0901	-0,8128	0,0082	-0,1519	0,1242
SUÍNO	-0,0460	0,2819	0,2005	0,0828	0,3814	-1,6071	0,0670	0,2258
QUEIJOS	0,3109	0,1048	0,3625	-0,0336	0,0237	0,3881	-1,3146	-0,0444
TOMATE	-0,0181	0,0631	-0,4162	-0,0309	0,5469	-0,1585	-0,1197	-0,4757

Fonte: Dados da Pesquisa.

Quanto às elasticidades-preço cruzadas, as Tabelas 5.14 e 5.15 auxiliam na classificação dos produtos em substitutos e complementos baseada nos resultados das tabelas 5.12 e 5.13. O arroz, por exemplo, é substituto (bruto e líquido) do macarrão, pão francês, batata e farinha de mandioca, fontes alternativas de carboidratos. Apresenta ainda relações de complementaridade com o feijão (bruto e líquido), com carne bovina (apenas bruta) e tomate (bruto e líquido). No caso do feijão, ele é substituto (bruto e líquido) da farinha de mandioca, resultado não esperado em vista das relações de complementaridade observada entre eles, especialmente no Nordeste. Em relação a outras fontes de proteína, o feijão é substituto das carnes e laticínios, com exceção do leite em pó.

No caso das carnes, carne de boi de primeira é substituta líquida de todas as outras, com destaque para a carne suína e frango. A substitubilidade com a carne de boi de segunda é bem mais fraca, indicando certa resistência dos consumidores em trocar os cortes mais nobres pelos mais baratos.

Um resultado surpreendente é a complementaridade bruta e líquida entre carne de frango e carne suína. Esse resultado, apesar de não esperado, repete a conclusão de Santana (1999) que, utilizando dados agregados, também encontra relações de complementaridade entre a carne de frango e a carne suína. A explicação desse resultado para o consumo domiciliar é, porém, muito mais complicada, pois neste caso é mais difícil encontrar um consumo conjunto desses dois tipos de carnes.

No caso dos leites fluido e em pó, há a esperada relação de substitubilidade entre eles. Um aumento (não-compensado) de 10 % no preço do leite em pó causa um aumento de 3,89 % no consumo de leite fluido.

Já entre manteiga e margarina, há também uma relação de substitubilidade, que, entretanto, é muito maior no caso da variação do preço da manteiga sobre a margarina que o inverso. Isso parece indicar que os consumidores de margarina são muito mais flexíveis na substituição, provavelmente mais preocupados com a característica preço, enquanto os consumidores de manteiga são mais relutantes na substituição.

De forma geral, pode-se dizer que as elasticidades-preço calculadas ficaram dentro do que era esperado.

Tabela 5.14 – Relações de substitubilidade e complementaridade bruta entre os produtos pesquisados, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE M.	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-	S	S	C	C	S	C	S	S
BANANA	S	-	S	C	C	C	C	C	C
BATATA	S	C	-	C	S	S	C	C	S
BOIPRIMEIRA	C	S	S	-	C	C	S	S	S
BOISEGUNDA	C	C	S	C	-	S	S	S	S
FARINHA DE MANDIOCA	S	S	C	C	C	-	S	C	S
FEIJÃO	C	S	C	S	S	S	-	S	C
FRANGO	S	C	S	S	S	C	S	-	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	C	S	C	C	S	-
LEITE FLUIDO	C	C	C	C	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	C	C	S	S	S	C	C	C
MANTEIGA	S	S	S	C	C	S	C	S	S
MARGARINA	S	C	C	S	S	S	C	S	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	C	C	S	S	C	C
SUÍNO	S	C	C	S	S	S	S	C	S
QUEIJOS	S	S	C	S	S	C	C	S	C
TOMATE	C	S	C	C	C	S	S	C	C

S= Substitutos brutos

C= Complementos brutos

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.14

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	C	S	C	S	S	S	C	C
BANANA	S	C	C	S	S	C	C	C
BATATA	C	C	S	C	S	C	S	C
BOIPRIMEIRA	C	S	C	S	S	S	S	S
BOISEGUNDA	C	S	C	S	C	S	S	C
FARINHA DE MANDIOCA	S	C	S	C	C	C	S	S
FEIJÃO	S	C	S	C	C	S	C	C
FRANGO	S	S	S	S	C	C	S	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	C	C	S	S	S
LEITE FLUIDO	-	S	C	S	S	S	C	C
MACARRÃO	S	-	S	C	C	C	S	C
MANTEIGA	S	C	-	S	S	C	S	C
MARGARINA	S	C	S	-	C	C	S	C
PAO FRANCÊS	S	C	S	C	-	C	C	S
SUÍNO	C	S	S	S	S	-	S	S
QUEIJOS	S	S	S	C	C	S	-	C
TOMATE	C	S	C	C	S	C	C	-

Fonte: Dados da Pesquisa.

S= Substitutos brutos

C= Complementos brutos

Tabela 5.15 – Relações de substitubilidade e complementaridade líquida entre os produtos pesquisados, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE M.	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-	S	S	S	S	S	C	S	S
BANANA	S	-	S	C	C	C	S	C	C
BATATA	S	C	-	C	S	S	C	C	S
BOIPRIMEIRA	S	S	S	-	S	C	S	S	S
BOISEGUNDA	S	C	S	S	-	S	S	S	S
FARINHA DE MANDIOCA	S	S	C	C	C	-	S	C	S
FEIJÃO	C	S	C	S	S	S	-	S	C
FRANGO	S	C	S	S	S	C	S	-	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	S	S	S	S	S	-
LEITE FLUIDO	S	C	C	S	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	C	C	S	S	S	C	S	C
MANTEIGA	S	S	S	C	C	S	S	S	S
MARGARINA	S	C	S	S	S	S	C	S	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	C	C	S	S	C	C
SUÍNO	S	C	C	S	S	S	S	C	S
QUEIJOS	S	S	C	S	S	C	C	S	C
TOMATE	C	S	C	C	C	S	S	C	C

S= Substitutos líquidos

C= Complementos líquidos

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.15

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	C	S	C	S	S	S	C	C
BANANA	S	S	C	S	S	C	C	C
BATATA	C	C	S	S	S	S	S	C
BOIPRIMEIRA	C	S	C	S	S	S	S	S
BOISEGUNDA	C	S	C	S	C	S	S	C
FARINHA DE MANDIOCA	S	C	S	C	S	S	S	S
FEIJÃO	S	C	S	C	S	S	C	C
FRANGO	S	S	S	S	C	C	S	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	C	C	S	S	S
LEITE FLUIDO	-	S	C	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	-	S	C	S	C	S	C
MANTEIGA	S	C	-	S	S	C	S	C
MARGARINA	S	C	S	-	C	C	S	C
PAO FRANCÊS	S	C	S	C	-	S	C	S
SUÍNO	C	S	S	S	S	-	S	S
QUEIJOS	S	S	S	C	S	S	-	C
TOMATE	C	S	C	C	S	C	C	-

Fonte: Dados da Pesquisa.

S= Substitutos Líquidos

C= Complementos Líquidos

A Tabela 5.16 apresenta as elasticidades para as variáveis educacionais incluídas em ambos os estágios da estimação. As elasticidades calculadas são assim o somatório tanto do efeito extensivo (impacto da variável na probabilidade de aquisição do produto) quanto no efeito intensivo (impacto da variável na quantidade adquirida). Pode-se notar inicialmente que a hipótese em relação aos produtos básicos de influência negativa da maior escolaridade é observada. Essa influência inicia-se para domicílios com responsáveis com segundo grau incompleto (para arroz e feijão), como era de se esperar, já que a categoria padrão (“default”) são os domicílios chefiados por pessoas com primeiro grau completo. Para a farinha de mandioca, essa influência inicia-se na faixa do primeiro grau incompleto. Entretanto, cabe lembrar que no caso da farinha de mandioca, os coeficientes das variáveis educacionais foram todos não significativos, o que compromete a conclusão de relação negativa com a escolaridade. Para o arroz, o coeficiente de SEGINC não foi significativo e para o feijão, SEGINC, SEGCOMP e SUPINC também não foram significativos. De qualquer forma, parece haver uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos, o que auxilia um pouco na compreensão dos resultados elevados obtidos para as elasticidades-dispêndio. A hipótese é de que, caso se omitisse as variáveis educacionais, certamente esta influência seria captada pelas elasticidades-dispêndio, diminuindo um pouco as estimativas obtidas na Tabela 5.11.

Em relação aos demais produtos, destacam-se os comportamentos opostos das elasticidades para a carne bovina de primeira e de segunda. Para a primeira, a quantidade demandada varia positivamente com a escolaridade, enquanto para a segunda o comportamento é oposto.

Para a carne suína, a escolaridade tem efeito negativo na demanda. Isso pode ser causado pela maior restrição ou preconceito ainda existente na população contra a carne suína, considerada menos saudável. Na medida em que os consumidores mais escolarizados têm teoricamente uma maior preocupação com uma alimentação saudável, esta percepção ou preconceito quanto à carne suína pode estar sendo captada. Para a carne de frango, a influência negativa também predomina, com exceção da categoria PRIINC. Dessa forma, para as carnes em geral, apenas no caso da carne de primeira observa-se influência positiva da escolaridade acima do primeiro grau completo.

Tabela 5.16 – Elasticidades da demanda para a variável nível educacional do responsável pelo domicílio, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ANALFA	PRIINC	SEGINC	SEGCOMP	SUPINC	SUPCOMP
ARROZ	0,0508	0,1085	-0,0027	-0,0314	-0,0116	-0,0239
BANANA	-0,0270	-0,0294	0,0005	0,0182	0,0034	0,0151
BATATA	-0,0594	-0,0668	-0,0073	-0,0019	-0,0006	-0,0047
BOIPRIMEIRA	-0,0986	-0,1098	0,0118	0,0401	0,0033	0,0040
BOISEGUNDA	0,0393	0,0246	-0,0001	-0,0383	-0,0126	-0,0364
FARINHA DE MANDIOCA	0,0101	-0,0062	-0,0060	-0,0087	0,0002	-0,0010
FEIJÃO	0,0573	0,0877	-0,0043	-0,0205	-0,0054	-0,0170
FRANGO	-0,0031	0,0425	-0,0055	-0,0314	-0,0158	-0,0266
LEITE EM PÓ	-0,0492	-0,0702	-0,0015	0,0045	-0,0015	0,0032
LEITE FLUIDO	0,0281	-0,0042	0,0011	-0,0006	0,0032	0,0027
MACARRÃO	-0,0257	0,1076	0,0054	-0,0035	-0,0139	-0,0103
MANTEIGA	-0,0522	0,0534	0,0112	0,0507	0,0167	0,0254
MARGARINA	-0,1004	-0,0333	0,0055	0,0145	-0,0027	-0,0077
PAO FRANCÊS	-0,0360	-0,0416	0,0001	0,0121	0,0035	0,0042
SUÍNO	0,0167	0,0580	0,0004	-0,0125	-0,0084	-0,0173
QUEIJOS	-0,0520	-0,1030	-0,0037	0,0111	0,0093	0,0242
TOMATE	-0,0382	-0,0291	0,0031	-0,0075	0,0008	0,0011

Fonte: Dados da Pesquisa.

Para o caso de leites e derivados, observa-se influência positiva, especialmente em queijos e manteiga. Para leite em pó, há influência positiva apenas para SEGCOMP e SUPCOMP, enquanto para leite fluido esta influência é mais generalizada. Em relação à margarina, observa-se comportamento oposto ao caso da manteiga, especialmente para domicílios com responsáveis com curso superior. Isso pode ser causado pelas recentes descobertas dos malefícios da margarina⁷⁰ em relação à manteiga, ao contrário do que se acreditava até alguns anos atrás. Esse conhecimento específico sobre o papel das gorduras *Trans* pode ser restrito apenas a consumidores mais escolarizados, causando o efeito acima.

⁷⁰ Especialmente causado pelas chamadas gorduras *trans*, presentes na margarina. Ver Chiara et al. (2002).

Para tomate e banana, observa-se influência positiva da escolaridade, refletindo os benefícios desses alimentos à saúde e a presença de uma dieta mais rica em domicílios com responsáveis mais escolarizados. O pão francês também apresenta influência positiva, ao contrário do macarrão. Os resultados para batata foram todos negativos, mas os coeficientes das variáveis de escolaridade para esse produto não foram significativos.

A Tabela 5.17 apresenta os resultados das elasticidades para a variável presença de refrigerador. A presença de geladeira no domicílio, somando os efeitos extensivo e intensivo, aumenta em 23,75 % a quantidade demandada de frango, por exemplo. Esse valor e a maior parte dos demais encontrados na Tabela 5.17 parecem exagerados, em especial para carne bovina de primeira. Uma explicação possível talvez seja que domicílios com geladeira tenham maior capacidade de conservação dos alimentos, permitindo assim compras maiores dentro do período de pesquisa da POF (uma semana), enquanto famílias sem geladeira adquiram produtos (quando o fazem) em menor quantidade e de forma mais freqüente. De qualquer forma, os resultados parecem indicar que a posse de geladeira favorece a substituição de produtos básicos por carnes e laticínios, que exigem refrigeração. As exceções são a carne suína e o surpreendente sinal negativo do leite fluido. Esse resultado para o leite é contrário àquele do primeiro estágio, que apontava efeito marginal positivo na possibilidade de aquisição de leite fluido para aqueles que possuem geladeira. O resultado do segundo estágio parece, assim, pouco crível. Já para o leite em pó, o resultado foi de acordo com o esperado, porém o coeficiente da variável REFRIG não é significativo.

Tabela 5.17 – Elasticidades da demanda calculadas para a variável presença de geladeira, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	-0,3223
BANANA	0,2449
BATATA	0,3873
BOIPRIMEIRA	0,7952
BOISEGUNDA	0,0390
FARINHA DE MANDIOCA	-0,2027
FEIJÃO	-0,2890
FRANGO	0,2375
LEITE EM PÓ	-0,0188
LEITE FLUIDO	-0,1677
MACARRÃO	0,1202
MANTEIGA	0,3029
MARGARINA	0,5140
PAO FRANCÊS	0,0825
SUÍNO	-0,0890
QUEIJOS	0,0357
TOMATE	0,4965

Fonte: Dados da Pesquisa.

A Tabela 5.18 apresenta os resultados para a variável URBANO. As elasticidades indicam a influência na quantidade consumida de se viver no meio urbano em contraste com o meio rural. Um domicílio no meio urbano com as mesmas características do que no meio rural consome uma quantidade 27,42 % maior de leite em pó somando os efeitos extensivo e intensivo, por exemplo. Já a influência do meio rural é marcante nos produtos básicos: controlando para as demais variáveis, um domicílio no meio rural consome 25,95% mais feijão do que no meio urbano. Destacam-se também a carne bovina de primeira e margarina pela influência positiva do meio urbano. Ao contrário, em relação à influência negativa, destacam-se a farinha de mandioca e o leite fluido. Esses resultados estão de acordo com o esperado e corroboram os números mostrados no capítulo quatro⁷¹.

⁷¹ Tabela 4.13, pág. 113.

Tabela 5.18 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável urbano –
Brasil – Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	-0,0500
BANANA	0,0981
BATATA	0,0691
BOIPRIMEIRA	0,4391
BOISEGUNDA	0,2008
FARINHA DE MANDIOCA	-0,2585
FEIJÃO	-0,2595
FRANGO	-0,0492
LEITE EM PÓ	0,2742
LEITE FLUIDO	-0,1732
MACARRÃO	0,0883
MANTEIGA	0,2606
MARGARINA	0,3770
PAO FRANCÊS	0,1257
SUÍNO	-0,0873
QUEIJOS	-0,0243
TOMATE	0,1304

Fonte: Dados da Pesquisa.

A Tabela 5.19 apresenta os resultados para as variáveis de composição familiar e o somatório dos efeitos do número de membros de cada faixa etária, correspondente à elasticidade do tamanho da família. O que chama a atenção, em primeiro lugar, é a influência negativa da maior parte das variáveis. De forma geral, parece que famílias maiores têm consumo absoluto menor para a cesta de produtos analisados. Esse resultado é contra-intuitivo, pois famílias maiores deveriam adquirir/consumir uma maior quantidade de alimentos. Entretanto, é possível que em domicílios onde haja maior número de membros, controlando para a renda, o gasto com outros itens (vestuário, transporte, saúde, etc.) seja maior que em domicílios menores. Isso poderia fazer com que a quantidade total de alimentos consumidos fosse menor. Dessa forma, a regressividade de um número elevado de filhos, por exemplo, seria duplo: não só as famílias mais pobres possuiriam mais filhos, como o consumo de alimentos seria menor para a maior parte dos produtos. Outra explicação possível é a substituição nas famílias maiores por outros produtos não incluídos na cesta analisada. De qualquer forma, as

exceções foram a farinha de mandioca, pão francês, tomate, banana e frango. Arroz e feijão, produtos básicos que se esperava que apresentassem um consumo maior com o aumento do tamanho da família, tiveram elasticidades totais negativas.

Tabela 5.19 - Elasticidades-composição familiar da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	AGELT6	AGE6_12	AGE13_20	AGE21_59	AGEMT60	TAMANHO
ARROZ	-0,0167	-0,0012	-0,0104	-0,1082	-0,0389	-0,1754
BANANA	0,0022	0,0024	-0,0393	-0,0181	0,0612	0,0084
BATATA	-0,0160	-0,0039	-0,0053	-0,0316	0,0169	-0,0399
BOIPRIMEIRA	-0,0509	-0,0580	-0,0639	-0,0205	-0,0114	-0,2047
BOISEGUNDA	-0,0396	-0,0170	-0,0261	-0,0885	-0,0128	-0,1840
FARINHA DE MANDIOCA	0,0181	0,0471	0,0436	0,0134	0,0341	0,1563
FEIJÃO	-0,0221	0,0140	-0,0001	-0,0411	-0,0189	-0,0682
FRANGO	-0,0382	-0,0120	0,0130	0,0980	0,0224	0,0832
LEITE EM PÓ	0,1555	-0,0623	-0,0643	-0,1734	-0,0154	-0,1599
LEITE FLUIDO	0,1171	0,0010	-0,0179	-0,1073	-0,0058	-0,0129
MACARRÃO	-0,0170	-0,0236	-0,0296	-0,0804	-0,0584	-0,2090
MANTEIGA	-0,0402	-0,0205	0,0089	-0,0634	-0,0235	-0,1387
MARGARINA	-0,0415	-0,0094	0,0171	-0,0673	-0,0278	-0,1289
PAO FRANCÊS	-0,0006	0,0545	0,0778	0,2719	0,0486	0,4522
SUÍNO	-0,0311	-0,0160	-0,0244	-0,1045	-0,0499	-0,2259
QUEIJOS	-0,0889	-0,0509	-0,0573	-0,2501	-0,0382	-0,4854
TOMATE	-0,0627	-0,0186	-0,0065	0,0936	-0,0040	0,0018

Fonte: Dados da Pesquisa.

Em relação à composição familiar, destaque para as elasticidades positivas do número de crianças abaixo de 6 anos para o leite em pó e abaixo de 12 anos para o leite fluido. Assim, domicílios com crianças tendem a apresentar maior consumo de leite, como esperado. A influência positiva da presença de crianças também é observada para banana, farinha de mandioca, feijão e pão francês (estes dois últimos, apenas para crianças de 6 a 12 anos). No outro extremo da distribuição, a presença de idosos favorece o consumo de banana, batata, farinha de mandioca, frango e pão francês. No caso dos adolescentes (idade entre 13 e 20 anos), o comportamento é semelhante ao dos adultos para a cesta analisada, com exceção da influência positiva no consumo de manteiga e margarina e negativa no consumo de tomate.

5.3 - Resultados utilizando a renda mensal familiar como variável

Esta seção apresenta os resultados quando se utiliza na estimação do segundo estágio a renda mensal familiar ao invés do gasto total com a cesta de produtos. Como foi discutido no capítulo 3, a utilização da renda permite uma melhor comparação dos resultados deste estudo com outros estudos de demanda⁷². Além disso, como a aditividade foi imposta no sistema, a falta de adequação teórica com o uso desta variável deixa de ser relevante. Não é necessário também, quando se utiliza a renda, impor a hipótese de separabilidade fraca como ocorre quando se utiliza a despesa total com a cesta de alimentos pesquisada neste estudo. Em resumo, a re-estimação do sistema com essa variável permite comparar os resultados com a primeira especificação e analisar o efeito final do uso de cada variável.

A Tabela 5.20 apresenta os coeficientes estimados por Máxima Verossimilhança para o sistema de equações de demanda. O que chama a atenção inicialmente é o menor número de coeficientes significativos (245) em relação aos resultados da Tabela 5.10, quando se utilizou o gasto total. Este fato não necessariamente indica uma piora na estimação por si só; é possível que a inclusão da variável renda mensal tenha deixado outras variáveis, como as educacionais, irrelevantes para a explicação das parcelas orçamentárias. Entretanto, não é exatamente isto que aconteceu. Para uma série de produtos (carne de boi de primeira, feijão, leite em pó, macarrão, margarina, pão francês, carne suína e tomate), os coeficientes da variável renda não foram significativos, indicando que ela não é importante na explicação da demanda destes produtos. Este fato parece pouco provável, em especial para produtos como carne de boi de primeira, feijão, e leite em pó, cujas diferenças observadas entre estratos de renda são notórias. Ao mesmo tempo, a maior parte dos coeficientes das variáveis educacionais também não é significativo, o que indicaria que também não há influência da escolaridade nas demandas dos produtos, o que contradiz os resultados da seção anterior. Adicionalmente, há um maior número de coeficientes da variável GAMMA não-significativos, o que indicaria que as informações do primeiro estágio não seriam importantes na explicação do segundo. Dessa forma, os resultados da Tabela 5.20

⁷² Ver seção 3.5.

parecem indicar a princípio uma piora na adequação do modelo quando se utiliza a variável renda ao invés de gasto total.

5.3.1 - Cálculo das elasticidades da demanda

A Tabela 5.21 apresenta as elasticidades-renda, calculadas levando-se em conta a presença desta variável em ambos os estágios de estimação. Em comparação com a Tabela 5.11, há 10 elasticidades mais altas e 7 mais baixas na Tabela 5.21. Destacam-se as elasticidades mais baixas para os produtos básicos, em especial o arroz. Agora, todos os básicos são considerados bens normais e o arroz não está mais entre os produtos de maior elasticidade.

As carnes também apresentam elasticidades mais baixas. A carne de primeira ainda possui maior elasticidade (1,13) no grupo, mas frango e carne bovina de segunda trocam agora de lugar, com este último apresentando uma elasticidade de 0,83. A carne suína também apresenta uma elasticidade-renda menor, praticamente igualando-se a um.

Para banana, queijos e tomate, as elasticidades são maiores, com destaque para o valor para banana (1,13). De forma geral, pode-se dizer que as elasticidades apresentadas na Tabela 5.21 estão mais próximas do que seria esperado em relação à Tabela 5.11. Produtos básicos com elasticidades menores e carnes, laticínios, frutas e legumes com elasticidades maiores são o que geralmente se espera em estudos de demanda.

Tabela 5.20 – Resultados da estimação do segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen, utilizando a renda mensal familiar, Brasil, 2002 - 2003

VARIÁVEL	ARROZ		BANANA		BATATA		BOIPRIMEIRA		BOISEGUNDA		FARINHA DE MAND.	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	0,7129**	0,0658	-0,2000	0,1266	-0,0152	0,0907	-0,1459	0,5895	0,0542	0,1641	0,0075	0,0845
ANALFA	0,0358**	0,0083	0,0029	0,0074	-0,0088	0,0071	-0,0494	0,0340	0,0199	0,0128	0,0107	0,0096
PRIINC	0,0193**	0,0074	0,0039	0,0060	-0,0030	0,0039	-0,0113	0,0128	-0,0053	0,0171	-0,0014	0,0073
SEGINC	-0,0047	0,0109	0,0041	0,0085	-0,0088	0,0063	0,0214	0,0222	-0,0006	0,0158	-0,0207	0,0146
SEGCMP	-0,0212**	0,0095	0,0085	0,0068	-0,0009	0,0043	0,0224	0,0173	-0,0137	0,0338	-0,0058	0,0097
SUPINC	-0,0355	0,0282	0,0141	0,0087	0,0034	0,0067	0,0088	0,0178	0,0036	0,0429	0,0105	0,0331
SUPCOMP	-0,0319	0,0205	0,0183**	0,0085	-0,0018	0,0059	0,0171	0,0172	-0,0090	0,0340	0,0123	0,0244
AGELT6	-0,0059**	0,0017	-0,0008**	0,0022	-0,0024	0,0018	-0,0107	0,0076	-0,0218**	0,0041	0,0042**	0,0011
AGE6_12	0,0049**	0,0017	-0,0025	0,0022	-0,0012	0,0019	-0,0175*	0,0105	-0,0072**	0,0036	0,0154**	0,0022
AGE13_20	0,0064**	0,0016	-0,0103**	0,0028	-0,0019	0,0015	-0,0079	0,0056	-0,0048	0,0031	0,0104**	0,0018
AGE21_59	0,0058**	0,0018	-0,0091**	0,0026	-0,0032*	0,0017	0,0117*	0,0071	0,0041	0,0034	0,0023	0,0017
AGEMT60	-0,0011	0,0028	0,0051*	0,0029	0,0008	0,0022	0,0149	0,0100	0,0098*	0,0052	0,0195**	0,0039
REFRIG	-0,0475**	0,0066	0,0016	0,0070	0,0114	0,0089	0,0759	0,0512	-0,0075	0,0124	-0,0407**	0,0088
URBANO	-0,0085*	0,0045	0,0041	0,0064	0,0036	0,0045	0,0145	0,0158	0,0213**	0,0108	-0,0544**	0,0096
PARROZ	-0,1563**	0,0143	0,0083	0,0160	0,0090	0,0126	-0,0615	0,0403	-0,0350*	0,0198	0,0815**	0,0119
PBANANA	0,0051	0,0070	-0,0244**	0,0062	-0,0118**	0,0051	0,0146	0,0142	-0,0245*	0,0127	0,0061	0,0055
PBATATA	0,0691**	0,0129	0,0107	0,0094	-0,0211**	0,0046	0,0734	0,0456	0,0073	0,0185	-0,0543**	0,0115
PBOIPRI	-0,0388**	0,0141	-0,0070**	0,0174	-0,0048	0,0120	-0,0027	0,0139	-0,0281	0,0273	-0,0594**	0,0153
PBOISEG	-0,0290**	0,0106	-0,0083**	0,0157	0,0049	0,0110	-0,0643	0,0429	-0,0921**	0,0134	-0,0254**	0,0087
PFARINH	0,0079	0,0080	-0,0143	0,0138	0,0367**	0,0109	-0,0869	0,0539	0,0680**	0,0166	-0,1310**	0,0184
PFEIJAO	-0,0544**	0,0081	-0,0035	0,0142	-0,0143	0,0096	0,0073	0,0211	0,0451**	0,0178	0,0838*	0,0127
PFRANGO	0,0242**	0,0095	0,0146	0,0138	-0,0112	0,0076	0,0200	0,0192	0,0241	0,0170	-0,0308**	0,0094
PLEITEP	0,0092	0,0110	-0,0233	0,0146	0,0167	0,0139	-0,0197	0,0246	0,0194	0,0229	0,0140**	0,0074
PLEITEF	-0,0387**	0,0068	0,0003	0,0077	-0,0154**	0,0057	-0,0555*	0,0333	-0,0571**	0,0117	0,0230**	0,0064
PMACARR	-0,0166**	0,0063	0,0046	0,0080	-0,0008	0,0063	-0,0185	0,0153	0,0540**	0,0126	-0,0025	0,0050
PMANTEI	-0,1555**	0,0152	-0,0015	0,0100	0,0052	0,0072	-0,1232*	0,0721	-0,0416**	0,0168	0,0385**	0,0087
PMARGAR	-0,0033	0,0105	0,0112	0,0142	0,0001	0,0096	-0,0247	0,0222	0,0291	0,0200	-0,0429**	0,0111
PPAOFRA	0,0589**	0,0096	-0,0074	0,0087	0,0092	0,0064	0,0348	0,0230	0,0123	0,0132	-0,0044	0,0089
PSUÍNO	0,0097	0,0074	-0,0016	0,0094	-0,0005	0,0058	0,0191	0,0165	0,0217	0,0133	-0,0061	0,0059
PQUEIJO	-0,0652**	0,0111	0,0024	0,0093	0,0074	0,0066	0,0060	0,0133	0,0180	0,0164	0,1170**	0,0247
PTOMATE	-0,0249**	0,0102	-0,0234**	0,0092	-0,0043	0,0054	0,0246	0,0203	-0,0316**	0,0136	0,0810**	0,0165
RENDA	-0,0344**	0,0144	0,0359*	0,0199	-0,0187	0,0127	0,0553	0,0846	0,0429	0,0333	0,0126	0,0138
RENDASQ	-0,0002	0,0012	-0,0016	0,0012	0,0015*	0,0008	-0,0008	0,0035	-0,0060**	0,0025	-0,0021**	0,0010
GAMMA	0,3598**	0,0575	0,1595**	0,0544	0,0673**	0,0281	0,3013	0,3029	0,1291*	0,0721	0,0026	0,0512

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (**) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.20

VARIÁVEL	FEIJÃO		FRANGO		LEITE EM PÓ		LEITE FLUIDO		MACARRAO		MANTEIGA	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	0,2013**	0,0630	-0,1092	0,1603	0,0268	0,1356	0,3887**	0,1424	-0,0137	0,0817	-0,0869	0,2199
ANALFA	0,0303**	0,0078	0,0070	0,0098	-0,0254*	0,0133	0,0409**	0,0120	-0,0076	0,0070	-0,0003	0,0187
PRIINC	0,0100	0,0070	0,0084	0,0084	-0,0127	0,0089	-0,0048	0,0078	0,0074	0,0053	0,0110	0,0128
SEGINC	-0,0088	0,0122	-0,0136	0,0140	-0,0095	0,0098	0,0132	0,0110	0,0054	0,0077	0,0015	0,0166
SEGCOMP	-0,0028	0,0120	-0,0345**	0,0126	-0,0034	0,0095	0,0106	0,0084	0,0034	0,0082	0,0190	0,0143
SUPINC	0,0127	0,0246	-0,0971**	0,0328	0,0083	0,0153	0,0597**	0,0239	-0,0076	0,0102	0,0432**	0,0218
SUPCOMP	-0,0043	0,0195	-0,0619**	0,0236	-0,0068	0,0127	0,0421**	0,0123	0,0083	0,0119	0,0279	0,0174
AGELT6	-0,0075**	0,0015	-0,0144**	0,0036	0,0717**	0,0137	0,0459**	0,0048	-0,0029	0,0018	-0,0063	0,0046
AGE6_12	0,0067**	0,0015	-0,0035	0,0029	-0,0283**	0,0059	-0,0050**	0,0023	-0,0036**	0,0018	-0,0025	0,0037
AGE13_20	0,0041**	0,0012	0,0042**	0,0024	-0,0214**	0,0048	-0,0108**	0,0022	-0,0022	0,0016	0,0030	0,0029
AGE21_59	0,0053**	0,0014	0,0083**	0,0028	-0,0219**	0,0049	-0,0161**	0,0025	-0,0010	0,0015	-0,0006	0,0023
AGEMENT60	0,0036*	0,0022	0,0117**	0,0044	-0,0112**	0,0046	-0,0116**	0,0033	-0,0129**	0,0040	-0,0029	0,0037
REFRIG	-0,0379**	0,0053	0,0264**	0,0090	0,0105	0,0105	-0,0684**	0,0184	0,0051	0,0047	0,0080	0,0188
URBANO	-0,0390**	0,0061	-0,0153**	0,0064	0,0207	0,0147	-0,0233	0,0157	0,0063	0,0056	-0,0123	0,0135
PARROZ	-0,0275**	0,0067	0,0191	0,0153	0,0228*	0,0133	0,0171	0,0182	0,0297**	0,0104	0,0133	0,0180
PBANANA	0,0158**	0,0075	0,0073	0,0090	-0,0027	0,0093	0,0108	0,0119	-0,0182**	0,0070	0,0142	0,0129
PBATATA	-0,0049	0,0100	0,0520**	0,0158	0,0101	0,0136	-0,0148	0,0200	-0,0335**	0,0110	0,0111	0,0152
PBOIPRI	0,0538**	0,0125	-0,0145	0,0191	-0,0212	0,0169	0,0040	0,0167	0,0148	0,0121	-0,0334	0,0215
PBOISEG	0,0270**	0,0099	-0,0060	0,0164	0,0199	0,0150	0,0232*	0,0139	0,0097	0,0099	-0,0224	0,0203
PFARINH	0,0001	0,0062	-0,0466**	0,0164	-0,0154	0,0109	0,0390	0,0251	0,0038	0,0080	0,0073	0,0136
PFEIJAO	-0,0433**	0,0058	0,0129	0,0141	-0,0105	0,0121	0,0253*	0,0142	-0,0130	0,0086	-0,0032	0,0199
PFRANGO	0,0099	0,0080	-0,0629**	0,0129	0,0106	0,0107	0,0138	0,0107	-0,0027	0,0079	0,0064	0,0131
PLEITEP	-0,0111	0,0092	-0,0578**	0,0188	0,0340**	0,0095	0,0689**	0,0198	-0,0253**	0,0105	-0,0005	0,0146
PLEITEF	0,0081*	0,0048	0,0238**	0,0090	0,0982**	0,0208	-0,0586**	0,0078	0,0191**	0,0076	0,0364**	0,0169
PMACARR	-0,0571**	0,0081	0,0120	0,0095	0,0214**	0,0078	0,0410**	0,0091	-0,0392**	0,0096	-0,0121	0,0095
PMANTEI	0,0323**	0,0088	-0,0134	0,0134	0,0134	0,0115	-0,0101	0,0129	0,0065	0,0075	0,1205**	0,0464
PMARGAR	-0,0118	0,0100	0,0076	0,0155	-0,0467**	0,0147	0,0494**	0,0144	-0,0412**	0,0129	0,0594**	0,0291
PPAOFRA	0,0006	0,0077	-0,0457**	0,0139	-0,0365**	0,0110	0,0115	0,0094	-0,0105	0,0076	0,0257*	0,0134
PSUÍNO	0,0082	0,0060	-0,0431**	0,0129	0,0002	0,0093	0,0361**	0,0090	-0,0095*	0,0057	-0,0116	0,0098
PQUEIJO	-0,0270**	0,0091	0,0065	0,0127	0,0378**	0,0135	0,0053	0,0098	0,0037	0,0071	0,0114	0,0088
PTOMATE	-0,0284**	0,0083	-0,0107	0,0101	0,0058	0,0112	0,0008	0,0099	-0,0261**	0,0093	-0,0189	0,0136
RENDA	-0,0088	0,0139	0,0854**	0,0301	-0,0198	0,0204	-0,0811**	0,0227	-0,0166	0,0131	-0,0466*	0,0246
RENDASQ	-0,0011	0,0011	-0,0059**	0,0021	0,0023	0,0016	0,0028**	0,0014	0,0009	0,0010	0,0030*	0,0017
GAMMA	0,1070**	0,0389	0,4091**	0,1135	0,0843	0,0694	-0,1040**	0,0488	0,2876**	0,0835	0,0372	0,0621

Continua na pagina seguinte...

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (***) e 10 % (*)

Continuação - Tabela 5.20

VARIÁVEL	MARGARINA		PÃO FRANCES		SUÍNO		QUEIJOS		TOMATE	
	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO	COEF.	D.PADRÃO
ONE	0,0330	0,0928	-0,1912	0,1168	-0,0735	0,2939	-0,2581	0,2561	0,0567	0,0596
ANALFA	-0,0109	0,0090	-0,0266**	0,0096	0,0382**	0,0185	-0,0182	0,0259	0,0025	0,0056
PRIINC	0,0012	0,0048	-0,0084	0,0061	0,0172*	0,0104	-0,0151	0,0097	0,0010	0,0047
SEGINC	0,0055	0,0068	0,0060	0,0078	0,0038	0,0128	-0,0178*	0,0104	0,0012	0,0062
SEGCOMP	0,0082	0,0061	0,0200**	0,0062	-0,0037	0,0097	0,0016	0,0066	-0,0012	0,0049
SUPINC	0,0125	0,0095	0,0544**	0,0111	-0,0288	0,0228	0,0362**	0,0138	0,0121*	0,0067
SUPCOMP	0,0037	0,0089	0,0160**	0,0080	-0,0219	0,0194	0,0543**	0,0180	0,0108	0,0086
AGELT6	-0,0055**	0,0028	-0,0096**	0,0023	-0,0078*	0,0041	-0,0251**	0,0076	-0,0077**	0,0027
AGE6_12	-0,0006	0,0020	0,0125**	0,0023	-0,0020	0,0031	-0,0147**	0,0047	-0,0038*	0,0020
AGE13_20	0,0031*	0,0018	0,0095**	0,0018	-0,0013	0,0025	-0,0124**	0,0041	-0,0029*	0,0015
AGE21_59	-0,0016	0,0016	0,0095**	0,0017	-0,0038	0,0029	-0,0196**	0,0055	-0,0010	0,0013
AGENT60	-0,0050	0,0031	-0,0007	0,0027	-0,0187**	0,0080	-0,0159**	0,0051	-0,0061**	0,0028
REFRIG	0,0145*	0,0084	-0,0045	0,0134	-0,0131	0,0088	-0,0192	0,0200	0,0057	0,0049
URBANO	0,0114	0,0108	0,0427**	0,0141	-0,0260	0,0192	-0,0121*	0,0065	-0,0040	0,0041
PARROZ	0,0229*	0,0125	0,0714**	0,0137	0,0132	0,0174	0,0394**	0,0179	-0,0102	0,0118
PBANANA	-0,0097	0,0072	0,0266**	0,0070	-0,0247*	0,0148	0,0067	0,0056	0,0057	0,0050
PBATATA	-0,0028	0,0079	0,0047	0,0092	-0,0659**	0,0290	-0,0303**	0,0110	-0,0158**	0,0070
PBOIPRI	0,0139	0,0133	0,0110	0,0154	0,0461*	0,0261	-0,0093	0,0111	-0,0043	0,0123
PBOISEG	0,0013	0,0099	0,0362**	0,0139	0,0322*	0,0191	0,0332**	0,0159	-0,0071	0,0115
PFARINH	0,0154	0,0095	0,0586**	0,0113	0,0695**	0,0308	-0,0212	0,0132	0,0206**	0,0093
PFEIJAO	-0,0044	0,0096	0,0044	0,0117	0,0326*	0,0183	-0,0179	0,0123	0,0047	0,0106
PFRANGO	0,0016	0,0079	0,0024	0,0106	-0,0467**	0,0196	0,0294**	0,0103	0,0046	0,0101
PLEITEP	-0,0274**	0,0127	0,0180	0,0122	0,0361	0,0263	-0,0419**	0,0175	-0,0003	0,0106
PLEITEF	0,0287**	0,0124	0,0332**	0,0078	-0,0307**	0,0141	0,0366**	0,0122	-0,0102*	0,0060
PMACARR	-0,0204**	0,0091	0,0221**	0,0074	0,0272**	0,0139	0,0105	0,0065	0,0072	0,0069
PMANTEI	0,0074	0,0088	0,1002**	0,0126	0,0302*	0,0172	0,0507**	0,0155	-0,0158*	0,0087
PMARGAR	0,0044	0,0041	0,0127	0,0110	0,0022	0,0149	-0,0104	0,0108	0,0031	0,0114
PPAOFRA	-0,0125*	0,0075	-0,0445**	0,0070	0,0393**	0,0176	0,0074	0,0066	0,0030	0,0071
PSUÍNO	-0,0039	0,0066	0,0287**	0,0078	-0,1341**	0,0493	0,0433**	0,0121	-0,0027	0,0079
PQUEIJO	-0,0024	0,0067	0,0048	0,0082	-0,0064	0,0103	-0,0657**	0,0186	0,0048	0,0070
PTOMATE	-0,0130	0,0083	0,0040	0,0081	0,0418**	0,0186	0,0009	0,0061	0,0219**	0,0063
RENDA	-0,0028	0,0145	-0,0038	0,0173	0,0203	0,0393	0,0831*	0,0437	0,0000	0,0115
RENDASQ	0,0000	0,0010	-0,0007	0,0011	-0,0014	0,0022	-0,0042**	0,0021	-0,0002	0,0008
GAMMA	0,0787	0,0550	0,0544	0,0607	0,0900	0,1128	0,1120	0,0836	0,0283	0,0255

Fonte: Dados da Pesquisa

Os coeficientes em negrito são significativos a 5 % (**) e 10 % (*)

Tabela 5.21 – Elasticidades-renda da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	0,8384
BANANA	1,1352
BATATA	1,0427
BOIPRIMEIRA	1,1336
BOISEGUNDA	0,8375
FARINHA DE MANDIOCA	0,8573
FEIJÃO	0,8455
FRANGO	0,9959
LEITE EM PÓ	1,0763
LEITE FLUIDO	0,8349
MACARRÃO	0,9645
MANTEIGA	0,9678
MARGARINA	0,9752
PAO FRANCÊS	0,9443
SUÍNO	0,9988
QUEIJOS	1,1297
TOMATE	0,9586

Fonte: Dados da Pesquisa.

As Tabelas 5.22 e 5.23 apresentam as elasticidades-preço diretas e cruzadas não-compensadas e compensadas, respectivamente. Os valores são muito semelhantes àqueles das Tabelas 5.12 e 5.13. Novamente, destacam-se os valores elevados para as elasticidades diretas para os produtos básicos, cujos valores indicam demandas elásticas. Outro problema já observado é o valor positivo da elasticidade direta, compensada e não-compensada, para a manteiga. Quanto às elasticidades cruzadas, a maior parte dos valores preserva os sinais e magnitudes já observados, mantendo as relações de complementaridade e substitubilidade (Tabelas 5.24 e 5.25). Há, entretanto, algumas mudanças importantes. Quando se utiliza a renda, as carnes de boi de primeira e de segunda passam a ser complementos líquidos do arroz ao invés de substitutos. O efeito (compensado) do preço da carne de boi de segunda na demanda da carne de boi de primeira é quase anulado (-0,0005), mas o efeito contrário mostra uma estranha relação de complementaridade. Pão francês e margarina passam a exibir uma relação de substitubilidade líquida, ao contrário do que se espera normalmente. Em resumo, os resultados são bem semelhantes nas duas especificações, mas ocorrem algumas mudanças quando se utiliza a renda familiar mensal ao invés do gasto total que não correspondem ao que seria esperado entre os produtos investigados nesse estudo.

Tabela 5.22 – Elasticidades-preço não-compensadas da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE MANDIOCA	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-1,6634	0,0058	0,3004	-0,2012	-0,1156	0,0461	-0,2206	0,0768	0,0474
BANANA	0,0497	-1,2134	0,0939	-0,0053	-0,0531	-0,1434	-0,0517	0,2425	-0,2638
BATATA	0,1557	-0,1943	-1,2634	-0,1191	0,0189	0,4779	-0,1847	-0,2382	0,2438
BOIPRIMEIRA	-0,2001	0,0573	0,2235	-0,9863	-0,1962	-0,2717	0,0156	0,0863	-0,0670
BOISEGUNDA	-0,1591	-0,0578	0,0063	-0,0593	-1,2790	0,2677	0,1616	0,1675	0,0523
FARINHA DE MANDIOCA	0,5992	0,0699	-0,4309	-0,4224	-0,1537	-1,9867	0,6399	-0,1751	0,0935
FEIJÃO	-0,1693	0,0945	-0,0343	0,3183	0,1862	0,0144	-1,2547	0,0657	-0,0681
FRANGO	0,0302	0,0677	0,1682	0,0102	0,0280	-0,1552	0,0373	-1,1316	-0,2337
LEITE EM PÓ	0,1398	-0,0344	0,0651	-0,1412	0,0749	-0,0912	-0,0521	0,0048	-0,8100
LEITE FLUIDO	0,1075	0,0029	-0,0470	-0,0574	0,0777	0,1674	0,1269	-0,0310	0,3096
MACARRÃO	0,3144	-0,2007	-0,3243	0,1157	0,0772	0,0337	-0,1231	-0,0727	-0,2414
MANTEIGA	0,2066	0,0926	0,1540	-0,4633	-0,3204	0,0581	-0,0187	-0,0800	0,0296
MARGARINA	0,2771	-0,1195	-0,0330	0,1624	0,0153	0,1850	-0,0515	0,0148	-0,3273
PAO FRANCÊS	0,2938	0,1053	0,0179	0,0355	0,1581	0,2474	0,0238	0,0070	0,0750
SUÍNO	0,0545	-0,1127	-0,3438	0,2565	0,1811	0,3601	0,1632	-0,2057	0,1771
QUEIJOS	0,1909	0,0968	-0,2134	0,0302	0,2621	-0,1162	-0,1265	0,3096	-0,2884
TOMATE	-0,1851	0,1043	-0,2851	-0,0754	-0,1186	0,3713	0,0847	0,0899	-0,0067

Continuação - Tabela 5.22

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	-0,1110	-0,0845	-0,6601	-0,0163	0,2697	0,0464	-0,2969	-0,1045
BANANA	-0,0986	0,0399	-0,0631	0,1153	-0,0884	-0,0010	0,1071	-0,2443
BATATA	-0,1266	0,0082	0,1183	0,0041	0,1250	-0,0285	0,0123	-0,0584
BOIPRIMEIRA	-0,2069	-0,0548	-0,3931	-0,0760	0,1007	0,0605	0,0379	0,0749
BOISEGUNDA	-0,2650	0,1688	-0,1970	0,1009	0,0495	0,1043	0,1503	-0,1126
FARINHA DE MANDIOCA	0,1316	-0,0391	0,2601	-0,3316	-0,0304	-0,0270	0,9599	0,6213
FEIJÃO	0,0684	-0,3633	0,1902	-0,0747	0,0152	0,0603	-0,1497	-0,1706
FRANGO	-0,0056	0,0242	-0,1024	0,0245	-0,1708	-0,1338	0,1195	-0,0391
LEITE EM PÓ	0,5582	0,1253	0,0989	-0,2429	-0,1917	-0,0131	0,1471	0,0297
LEITE FLUIDO	-1,1285	0,1691	0,0018	0,2063	0,0672	0,1420	-0,0517	0,0065
MACARRÃO	0,2375	-1,3838	0,0894	-0,4097	-0,1004	-0,1040	-0,0060	-0,2594
MANTEIGA	0,5421	-0,1033	0,4024	0,6559	0,2885	-0,1625	-0,0209	-0,2072
MARGARINA	0,3514	-0,2451	0,0913	-0,9470	-0,1490	-0,0471	-0,0330	-0,1564
PAO FRANCÊS	0,1537	0,0821	0,4102	0,0506	-1,1750	0,1222	0,0224	0,0177
SUÍNO	-0,1880	0,1325	0,1365	0,0100	0,1992	-1,6772	-0,0010	0,2136
QUEIJOS	0,0945	0,0447	0,2430	-0,0673	0,0358	0,2942	-1,2828	0,0049
TOMATE	-0,1834	0,1246	-0,2875	0,0545	0,0562	-0,0441	0,0940	-0,6096

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 5.23 – Elasticidades-preço compensadas da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE MANDIOCA	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-1,5768	0,0281	0,3141	-0,1423	-0,0535	0,0705	-0,1681	0,1691	0,0749
BANANA	0,1669	-1,1832	0,1123	0,0744	0,0310	-0,1103	0,0194	0,3675	-0,2265
BATATA	0,2634	-0,1666	-1,2465	-0,0459	0,0962	0,5082	-0,1194	-0,1234	0,2780
BOIPRIMEIRA	-0,0830	0,0874	0,2419	-0,9067	-0,1122	-0,2387	0,0865	0,2111	-0,0298
BOISEGUNDA	-0,0726	-0,0355	0,0199	-0,0005	-1,2169	0,2920	0,2141	0,2598	0,0798
FARINHA DE MANDIOCA	0,6878	0,0928	-0,4169	-0,3622	-0,0902	-1,9618	0,6936	-0,0807	0,1216
FEIJÃO	-0,0820	0,1170	-0,0205	0,3777	0,2488	0,0390	-1,2018	0,1588	-0,0404
FRANGO	0,1331	0,0942	0,1843	0,0801	0,1018	-0,1262	0,0996	-1,0219	-0,2010
LEITE EM PÓ	0,2510	-0,0058	0,0825	-0,0656	0,1547	-0,0599	0,0152	0,1233	-0,7746
LEITE FLUIDO	0,1938	0,0251	-0,0334	0,0012	0,1396	0,1917	0,1792	0,0610	0,3370
MACARRÃO	0,4140	-0,1750	-0,3086	0,1834	0,1487	0,0617	-0,0628	0,0335	-0,2097
MANTEIGA	0,3066	0,1183	0,1698	-0,3953	-0,2487	0,0862	0,0418	0,0265	0,0614
MARGARINA	0,3778	-0,0935	-0,0171	0,2309	0,0875	0,2134	0,0095	0,1222	-0,2953
PAO FRANCÊS	0,3914	0,1305	0,0332	0,1018	0,2281	0,2749	0,0829	0,1109	0,1060
SUÍNO	0,1577	-0,0861	-0,3276	0,3267	0,2552	0,3892	0,2258	-0,0957	0,2099
QUEIJOS	0,3076	0,1268	-0,1950	0,1095	0,3458	-0,0833	-0,0558	0,4339	-0,2513
TOMATE	-0,0860	0,1298	-0,2695	-0,0081	-0,0476	0,3992	0,1446	0,1954	0,0248

Continuação - Tabela 5.23

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	-0,0167	-0,0595	-0,6560	-0,0018	0,3993	0,0920	-0,2755	-0,0903
BANANA	0,0291	0,0736	-0,0575	0,1349	0,0870	0,0608	0,1362	-0,2251
BATATA	-0,0093	0,0393	0,1234	0,0220	0,2862	0,0282	0,0390	-0,0408
BOIPRIMEIRA	-0,0794	-0,0210	-0,3876	-0,0565	0,2759	0,1221	0,0670	0,0940
BOISEGUNDA	-0,1708	0,1938	-0,1928	0,1153	0,1790	0,1498	0,1718	-0,0985
FARINHA DE MANDIOCA	0,2280	-0,0136	0,2643	-0,3168	0,1021	0,0197	0,9819	0,6358
FEIJÃO	0,1635	-0,3381	0,1944	-0,0601	0,1459	0,1063	-0,1281	-0,1564
FRANGO	0,1064	0,0539	-0,0975	0,0417	-0,0169	-0,0797	0,1450	-0,0223
LEITE EM PÓ	0,6793	0,1573	0,1042	-0,2244	-0,0254	0,0454	0,1747	0,0478
LEITE FLUIDO	-1,0346	0,1940	0,0059	0,2207	0,1963	0,1874	-0,0303	0,0206
MACARRÃO	0,3460	-1,3551	0,0941	-0,3930	0,0486	-0,0515	0,0187	-0,2431
MANTEIGA	0,6509	-0,0745	0,4071	0,6726	0,4380	-0,1099	0,0039	-0,1909
MARGARINA	0,4611	-0,2161	0,0961	-0,9302	0,0017	0,0060	-0,0080	-0,1399
PAO FRANCÊS	0,2599	0,1102	0,4149	0,0669	-1,0291	0,1735	0,0466	0,0336
SUÍNO	-0,0757	0,1622	0,1415	0,0272	0,3536	-1,6229	0,0246	0,2305
QUEIJOS	0,2216	0,0783	0,2485	-0,0478	0,2104	0,3556	-1,2539	0,0239
TOMATE	-0,0755	0,1532	-0,2827	0,0710	0,2044	0,0080	0,1186	-0,5934

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 5.24 – Relações de substitubilidade e complementaridade bruta entre os produtos pesquisados, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE M.	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-	S	S	C	C	S	C	S	S
BANANA	S	-	S	C	C	C	C	S	C
BATATA	S	C	-	C	S	S	C	C	S
BOIPRIMEIRA	C	S	S	-	C	C	S	S	C
BOISEGUNDA	C	C	S	C	-	S	S	S	S
FARINHA DE MANDIOCA	S	S	C	C	C	-	S	C	S
FEIJÃO	C	S	C	S	S	S	-	S	C
FRANGO	S	S	S	S	S	C	S	-	C
LEITE EM PÓ	S	C	S	C	S	C	C	S	-
LEITE FLUIDO	S	S	C	C	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	C	C	S	S	S	C	C	C
MANTEIGA	S	S	S	C	C	S	C	C	S
MARGARINA	S	C	C	S	S	S	C	S	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	S	S	S	S	S	S
SUÍNO	S	C	C	S	S	S	S	C	S
QUEIJOS	S	S	C	S	S	C	C	S	C
TOMATE	C	S	C	C	C	S	S	S	C

S= Substitutos brutos

C= Complementos brutos

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.24

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	C	C	C	C	S	S	C	C
BANANA	C	S	C	S	C	C	S	C
BATATA	C	S	S	S	S	C	S	C
BOIPRIMEIRA	C	C	C	C	S	S	S	S
BOISEGUNDA	C	S	C	S	S	S	S	C
FARINHA DE MANDIOCA	S	C	S	C	C	C	S	S
FEIJÃO	S	C	S	C	S	S	C	C
FRANGO	C	S	C	S	C	C	S	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	C	C	C	S	S
LEITE FLUIDO	-	S	S	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	-	S	C	C	C	C	C
MANTEIGA	S	C	-	S	S	C	C	C
MARGARINA	S	C	S	-	C	C	C	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	S	-	S	S	S
SUÍNO	C	S	S	S	S	-	C	S
QUEIJOS	S	S	S	C	S	S	-	S
TOMATE	C	S	C	S	S	C	S	-

Fonte: Dados da Pesquisa.

S= Substitutos brutos

C= Complementos brutos

Tabela 5.25 – Relações de substitubilidade e complementaridade líquida entre os produtos pesquisados, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ARROZ	BANANA	BATATA	BOIPRIMEIRA	BOISEGUNDA	FARINHA DE M.	FEIJÃO	FRANGO	LEITE EM PÓ
ARROZ	-	S	S	C	C	S	C	S	S
BANANA	S	-	S	S	S	C	S	S	C
BATATA	S	C	-	C	S	S	C	C	S
BOIPRIMEIRA	C	S	S	-	C	C	S	S	C
BOISEGUNDA	C	C	S	C	-	S	S	S	S
FARINHA DE MANDIOCA	S	S	C	C	C	-	S	C	S
FEIJÃO	C	S	C	S	S	S	-	S	C
FRANGO	S	S	S	S	S	C	S	-	C
LEITE EM PÓ	S	C	S	C	S	C	S	S	-
LEITE FLUIDO	S	S	C	S	S	S	S	S	S
MACARRÃO	S	C	C	S	S	S	C	S	C
MANTEIGA	S	S	S	C	C	S	S	S	S
MARGARINA	S	C	C	S	S	S	S	S	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	S	S	S	S	S	S
SUÍNO	S	C	C	S	S	S	S	C	S
QUEIJOS	S	S	C	S	S	C	C	S	C
TOMATE	C	S	C	C	C	S	S	S	S

S= Substitutos líquidos

C= Complementos líquidos

Continua na pagina seguinte...

Continuação - Tabela 5.25

PRODUTOS	LEITE FLUIDO	MACARRÃO	MANTEIGA	MARGARINA	PAO FRANCÊS	SUÍNO	QUEIJOS	TOMATE
ARROZ	C	C	C	C	S	S	C	C
BANANA	S	S	C	S	S	S	S	C
BATATA	C	S	S	S	S	S	S	C
BOIPRIMEIRA	C	C	C	C	S	S	S	S
BOISEGUNDA	C	S	C	S	S	S	S	C
FARINHA DE MANDIOCA	S	C	S	C	S	S	S	S
FEIJÃO	S	C	S	C	S	S	C	C
FRANGO	S	S	C	S	C	C	S	C
LEITE EM PÓ	S	S	S	C	C	S	S	S
LEITE FLUIDO	-	S	S	S	S	S	C	S
MACARRÃO	S	-	S	C	S	C	S	C
MANTEIGA	S	C	-	S	S	C	S	C
MARGARINA	S	C	S	-	S	S	C	C
PAO FRANCÊS	S	S	S	S	-	S	S	S
SUÍNO	C	S	S	S	S	-	S	S
QUEIJOS	S	S	S	C	S	S	-	S
TOMATE	C	S	C	S	S	S	S	-

Fonte: Dados da Pesquisa.

S= Substitutos líquidos

C= Complementos líquidos

A Tabela 5.26 apresenta as elasticidades para as variáveis educacionais. Os resultados são novamente muito semelhantes à especificação com gasto total. A educação tem efeito negativo no consumo de produtos básicos, com exceção da farinha. Em relação às carnes, há uma mudança para a carne de primeira. O efeito do curso superior é agora negativo, ao contrário dos resultados quando se usa gasto total. Em relação ao leite em pó, há uma mudança também na categoria SUPCOMP: ela agora influencia negativamente o consumo do produto. Quanto aos demais produtos, as elasticidades são semelhantes ao já analisado no item anterior.

Tabela 5.26 – Elasticidades da demanda para a variável nível educacional do responsável pelo domicílio, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ANALFA	PRIINC	SEGINC	SEGCOMP	SUPINC	SUPCOMP
ARROZ	0,0335	0,0730	-0,0020	-0,0193	-0,0076	-0,0118
BANANA	-0,0084	-0,0102	0,0002	0,0116	0,0024	0,0084
BATATA	-0,0572	-0,0639	-0,0075	-0,0051	-0,0018	-0,0103
BOIPRIMEIRA	-0,0536	-0,0497	0,0061	0,0167	-0,0014	-0,0033
BOISEGUNDA	0,0164	-0,0064	-0,0002	-0,0183	-0,0046	-0,0122
FARINHA DE MANDIOCA	0,0165	0,0079	-0,0053	-0,0058	0,0006	0,0021
FEIJÃO	0,0442	0,0646	-0,0037	-0,0105	-0,0021	-0,0058
FRANGO	0,0040	0,0351	-0,0043	-0,0272	-0,0137	-0,0209
LEITE EM PÓ	-0,0423	-0,0598	-0,0018	0,0007	-0,0026	-0,0014
LEITE FLUIDO	0,0249	-0,0082	0,0024	0,0043	0,0049	0,0059
MACARRÃO	-0,0273	0,0803	0,0046	0,0008	-0,0098	-0,0043
MANTEIGA	-0,0304	0,0560	0,0060	0,0386	0,0132	0,0184
MARGARINA	-0,0655	-0,0149	0,0041	0,0133	-0,0001	-0,0035
PAO FRANCÊS	-0,0369	-0,0449	0,0009	0,0148	0,0048	0,0017
SUÍNO	0,0241	0,0510	0,0006	-0,0068	-0,0061	-0,0108
QUEIJOS	-0,0957	-0,1731	-0,0030	0,0212	0,0105	0,0310
TOMATE	-0,0039	0,0014	0,0018	-0,0056	0,0045	0,0062

Fonte: Dados da Pesquisa.

A Tabela 5.27 apresenta os resultados para as elasticidades da variável REFRIG. Os sinais das elasticidades não se modificam em relação à outra especificação. As magnitudes, por sua vez, são consistentemente menores, com exceção de macarrão e de queijos, este último com aumento mais de cinco vezes. Entre as quedas, destacam-se a carne bovina de primeira (de 0,7952 para 0,4315) e o tomate (de 0,49 para 0,19). Leite

fluido e leite em pó continuam ambos com sinal negativo, contrário às expectativas iniciais para o primeiro produto.

Tabela 5.27 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável presença de geladeira, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	-0,2240
BANANA	0,1654
BATATA	0,3737
BOIPRIMEIRA	0,4315
BOISEGUNDA	0,0366
FARINHA DE MANDIOCA	-0,2267
FEIJÃO	-0,2212
FRANGO	0,1439
LEITE EM PÓ	-0,0086
LEITE FLUIDO	-0,1596
MACARRÃO	0,1326
MANTEIGA	0,2077
MARGARINA	0,3551
PAO FRANCÊS	0,0715
SUÍNO	-0,0656
QUEIJOS	0,2084
TOMATE	0,1981

Fonte: Dados da Pesquisa.

No caso da variável URBANO, a Tabela 5.28 apresenta os resultados das elasticidades calculadas para essa especificação. Com exceção do produto queijos, novamente os sinais não se modificam. Para queijos, o valor positivo parece mais de acordo com o esperado. Quanto às magnitudes, novamente há uma redução significativa de alguns produtos, com destaque para manteiga, tomate e carne bovina de primeira.

Finalmente, a Tabela 5.29 apresenta os resultados dos efeitos da composição familiar na demanda da cesta de alimentos. O que se destaca inicialmente é o efeito positivo do tamanho da família no consumo familiar no caso dos produtos básicos, frango e carne bovina de primeira, além de pão francês. Isso contrasta com os resultados da outra especificação; dos produtos citados, apenas frango, farinha e pão francês apresentavam valores positivos. Os resultados aqui parecem mais adequados à

expectativa inicial, indicando aumento do consumo familiar de produtos básicos com o aumento do tamanho da família.

Tabela 5.28 - Elasticidades da demanda calculadas para a variável urbana, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	ELASTICIDADE
ARROZ	-0,0704
BANANA	0,1955
BATATA	0,0983
BOIPRIMEIRA	0,1474
BOISEGUNDA	0,1160
FARINHA DE MANDIOCA	-0,2800
FEIJÃO	-0,2661
FRANGO	-0,0586
LEITE EM PÓ	0,2284
LEITE FLUIDO	-0,1215
MACARRÃO	0,0645
MANTEIGA	0,0701
MARGARINA	0,2406
PAO FRANCÊS	0,3256
SUÍNO	-0,1163
QUEIJOS	0,0240
TOMATE	0,0150

Fonte: Dados da Pesquisa.

Em relação à composição familiar, a presença de crianças abaixo de 6 anos continua influenciando positivamente o consumo de leite em pó e leite fluido. O contraste é que a presença de crianças de 6 a 12 anos influencia negativamente o consumo de leite fluido, um resultado não-esperado. Em relação aos idosos, os efeitos positivos no consumo de carne bovina e feijão diferem da outra especificação. Para os adolescentes, sua presença agora aumenta o consumo de feijão e difere do comportamento de membros adultos pela influência negativa no consumo de carnes bovinas, manteiga e margarina.

Tabela 5.29 - Elasticidades da composição familiar da demanda, Brasil, Período 2002 - 2003

PRODUTOS	AGELT6	AGE6_12	AGE13_20	AGE21_59	AGEMT60	TAMANHO
ARROZ	-0,0128	0,0098	0,0177	0,0449	-0,0015	0,0581
BANANA	-0,0049	-0,0138	-0,0779	-0,1941	0,0184	-0,2723
BATATA	-0,0186	-0,0087	-0,0182	-0,0866	0,0036	-0,1285
BOIPRIMEIRA	-0,0194	-0,0293	-0,0183	0,0762	0,0165	0,0257
BOISEGUNDA	-0,0413	-0,0126	-0,0116	0,0276	0,0113	-0,0266
FARINHA DE MANDIOCA	0,0134	0,0456	0,0425	0,0269	0,0382	0,1666
FEIJÃO	-0,0234	0,0194	0,0162	0,0593	0,0069	0,0784
FRANGO	-0,0288	-0,0065	0,0107	0,0597	0,0144	0,0495
LEITE EM PÓ	0,1605	-0,0589	-0,0610	-0,1758	-0,0154	-0,1506
LEITE FLUIDO	0,1057	-0,0107	-0,0318	-0,1331	-0,0164	-0,0863
MACARRÃO	-0,0153	-0,0177	-0,0147	-0,0195	-0,0415	-0,1087
MANTEIGA	-0,0362	-0,0137	0,0220	-0,0122	-0,0104	-0,0505
MARGARINA	-0,0362	-0,0035	0,0264	-0,0379	-0,0202	-0,0714
PAO FRANCÊS	-0,0222	0,0268	0,0280	0,0790	-0,0009	0,1107
SUÍNO	-0,0218	-0,0052	-0,0048	-0,0386	-0,0323	-0,1027
QUEIJOS	-0,0851	-0,0463	-0,0537	-0,2384	-0,0330	-0,4565
TOMATE	-0,0768	-0,0352	-0,0375	-0,0358	-0,0378	-0,2231

Fonte: Dados da Pesquisa.

Depois da apresentação dos resultados das duas especificações, é interessante destacar os principais resultados encontrados, fazendo uma comparação entre as duas especificações. Assim:

- Os resultados das elasticidades-renda na segunda especificação foram mais compatíveis com o esperado. Quando se utiliza a renda familiar mensal, os produtos básicos apresentam elasticidades-renda menores e carnes, laticínios, frutas e legumes têm elasticidades maiores. Quando se utiliza o gasto total, por sua vez, as elasticidades-dispêndio são muito elevadas, especialmente para os produtos básicos.
- Nas duas especificações, as elasticidades-preço são bastante elevadas. Produtos com poucos substitutos apresentam elasticidades maiores do que um, sendo considerados bens elásticos. Em relação às elasticidades-preço cruzadas, as relações de substitubilidade e complementaridade

encontradas foram de acordo com o esperado, especialmente na primeira especificação.

- Em relação à variável educação do responsável pelo domicílio, os resultados são semelhantes para as duas especificações. Há uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos. A diferença mais importante entre as especificações encontra-se na carne bovina. Quando se utiliza o gasto total, observa-se um comportamento oposto das elasticidades para a carne bovina de primeira e de segunda. Para a primeira, a quantidade demandada varia positivamente com a escolaridade, enquanto para a segunda o comportamento é oposto. Quando se utiliza a renda, por sua vez, há uma mudança para a carne de primeira, que apresenta agora um efeito negativo do curso superior.
- Os resultados para as variáveis que captam a posse de geladeira no domicílio e a localização do domicílio (urbano ou rural) são semelhantes nos sinais, mas as magnitudes são bem menores quando se utiliza a renda familiar mensal. Para as duas especificações, os resultados parecem indicar que a posse de geladeira favorece a substituição de produtos básicos por carnes e laticínios, que exigem refrigeração. As exceções são a carne suína e o surpreendente sinal negativo para leite fluido. Quanto à localização do domicílio, na zona rural destaca-se o consumo dos produtos básicos e do leite fluido, enquanto o meio urbano tem influência positiva no consumo de carne bovina de primeira, leite em pó e margarina.
- Os efeitos do tamanho e composição familiar são mais adequados quando se utiliza a renda familiar mensal. Neste caso, observa-se um aumento do consumo familiar de produtos básicos com o aumento do tamanho da família. Em relação à composição da família, a presença de crianças abaixo de 6 anos influencia positivamente o consumo de leite em pó e leite fluido.
- A comparação de todos os resultados apresentados até aqui parecem favorecer o uso da renda familiar mensal ao invés do gasto total na estimação das equações de demanda dos alimentos escolhidos.

5.4 - Estimativas das elasticidades-renda e preço para o açúcar

As estimativas das elasticidades-renda e preço cruzadas para o açúcar, usado como produto residual, podem ser calculadas usando-se as restrições de Engel e Cournot, garantidas pela aditividade, como mostrado no capítulo quatro. Geralmente, o produto residual é escolhido como o produto pelo qual se tem pouco interesse nos valores encontrados e nas relações com os demais produtos, pois não há como se examinar os coeficientes das equações e a significância dos mesmos. De qualquer forma, é interessante notar se as elasticidades calculadas por resíduo têm valores próximos ao que se poderia esperar do produto em questão.

As Tabelas 5.30 e 5.31 apresentam os resultados das elasticidades-renda (ou dispêndio) e das elasticidades cruzadas (efeito dos preços dos outros produtos na quantidade demandada de açúcar), compensadas e não-compensadas para a especificação usando gasto total e renda, respectivamente. As estimativas das elasticidades-renda (dispêndio) parecem um pouco elevadas, em especial para a especificação com renda. Esperava-se que o açúcar fosse um bem normal, talvez até inferior. Em relação às elasticidades-preço cruzadas, as magnitudes ficaram dentro do esperado. Destaque para as relações de substitubilidade com o arroz, em especial no caso da especificação com renda. Entre as relações de complementaridade, destaque para a manteiga, apesar de parecer existir pouca relação entre os dois produtos em termos de consumo. De forma geral, as estimativas obtidas por resíduo mostraram-se dentro do esperado, sem qualquer valor absurdo que indicasse algum problema com as demais elasticidades.

Tabela 5.30 – Elasticidades-dispêndio e preço cruzadas da demanda para a açúcar, calculadas por resíduo, para a especificação com gasto total, Brasil, Período 2002 - 2003

ELASTICIDADES-PREÇO CRUZADAS		
PRODUTOS	Não-compensadas	compensadas
ARROZ	0,5224	0,6498
BANANA	0,7661	0,7989
BATATA	0,1409	0,1609
BOIPRIMEIRA	-0,6967	-0,6101
BOISEGUNDA	0,2727	0,3641
FARINHA DE MANDIOCA	-0,4775	-0,4416
FEIJÃO	-0,2410	-0,1638
FRANGO	0,5423	0,6780
LEITE EM PÓ	-1,0100	-0,9695
LEITE FLUIDO	-0,1021	0,0366
MACARRÃO	-0,0036	0,0331
MANTEIGA	-1,7419	-1,7358
MARGARINA	-0,5821	-0,5609
PAO FRANCÊS	0,4581	0,6487
SUÍNO	-0,7819	-0,7148
QUEIJOS	-1,7138	-1,6822
TOMATE	1,5726	1,5935
Elasticidade-dispêndio	1,2330	

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 5.31 – Elasticidades-dispêndio e preço cruzadas da demanda para a açúcar, calculadas por resíduo, para a especificação com renda, Brasil, Período 2002 - 2003

ELASTICIDADES-PREÇO CRUZADAS		
PRODUTOS	não-compensadas	compensadas
ARROZ	1,2238	1,4199
BANANA	0,2712	0,3217
BATATA	0,2105	0,2413
BOIPRIMEIRA	0,6053	0,7386
BOISEGUNDA	0,2265	0,3672
FARINHA DE MANDIOCA	-0,8288	-0,7736
FEIJÃO	-0,0933	0,0255
FRANGO	0,7644	0,9734
LEITE EM PÓ	-0,8091	-0,7469
LEITE FLUIDO	-0,7233	-0,5097
MACARRÃO	0,0671	0,1237
MANTEIGA	-1,1930	-1,1837
MARGARINA	-0,5922	-0,5596
PAO FRANCÊS	-1,0601	-0,7665
SUÍNO	-0,2289	-0,1256
QUEIJOS	-1,3551	-1,3065
TOMATE	0,1922	0,2243
Elasticidade-renda	1,8987	

Fonte: Dados da Pesquisa.

5.5 - Comparação dos resultados com outros estudos sobre demanda de alimentos no Brasil.

É interessante, após a apresentação dos resultados, compará-los com as estimativas disponíveis em outros estudos semelhantes. Restringiu-se a comparação a estudos que estimaram elasticidades para produtos desagregados como neste estudo e que estimaram as equações para um conjunto de produtos ao mesmo tempo. Além disso, a comparação se restringiu a estudos que utilizaram as pesquisas de orçamentos familiares do IBGE, com abrangência nacional.

A Tabela 5.32 apresenta a comparação para as elasticidades-renda. As duas primeiras colunas correspondem às estimativas deste estudo, a primeira utilizando o

gasto total como variável e a segunda, a renda. Apesar de não representar exatamente a elasticidade-renda dos outros estudos, as estimativas da primeira coluna foram incluídas para fins de comparação. A terceira coluna apresenta os resultados do estudo de Menezes et al. (2002), que utiliza o modelo QUAIDS, o mesmo utilizado neste estudo, e os dados da POF 1995/96 para 39 produtos desagregados, mas agrega os consumidores por faixas de renda. A quarta coluna apresenta os resultados de Hoffmann (2000) que utiliza um modelo poligonal para estimar curvas de Engel para 38 produtos alimentares utilizando também dados da POF 1995/96. Ele também agrega os consumidores por faixas de renda. A última coluna apresenta os resultados de Thomas et al. (1991), que utilizam dados do ENDEF 1974/75 para estimar elasticidades-preços e renda para vários produtos (alimentos e outras despesas). Seus produtos são um pouco mais agregados, mas ele estima elasticidades para arroz, açúcar, feijão e leite.

Tabela 5.32 – Comparação das elasticidades-renda entre vários estudos de demanda

PRODUTOS	Gasto total	Renda	Menezes et al. (2002)	Hoffmann (2000)	Thomas et al. (1991)
AÇÚCAR	1,2330	1,8987	0,0124	0,110 ^a a -0,195 ^b	0,266
ARROZ	1,2612	0,8384	0,0466	-0,0050 ^c	0,580
BANANA	0,6533	1,1352	0,6193	nd	nd
BATATA	0,8907	1,0427	0,4647	0,2270	nd
BOIPRIMEIRA	1,5705	1,1336	0,6720	0,4420	nd
BOISEGUNDA	1,1222	0,8375	0,1854	0,0550	nd
FARINHA DE MANDIOCA	0,9360	0,8573	-0,2107	-0,4000	nd
FEIJÃO	1,1221	0,8455	0,0570	-0,0700	0,1870
FRANGO	1,1017	0,9959	0,2318	nd	nd
LEITE EM PÓ	1,0519	1,0763	-0,1005	-0,0740	1,0450 ^d
LEITE FLUIDO	0,7403	0,8349	0,4873	0,2740 ^e	1,0450 ^d
MACARRÃO	1,1417	0,9645	0,2904	0,0990	nd
MANTEIGA	1,1317	0,9678	0,5140	nd	nd
MARGARINA	1,1065	0,9752	0,3075	nd	nd
PAO FRANCÊS	0,4674	0,9443	0,2457	0,0670	nd
SUÍNO	1,2142	0,9988	0,5558	nd	nd
QUEIJOS	1,0505	1,1297	0,9923	0,900 a 0,526 ^f	nd
TOMATE	0,6666	0,9586	0,4502	0,2400	nd

a – açúcar refinado

b – açúcar cristal

c – apenas arroz polido

d – estimativa para leite

e – leite pasteurizado

f - queijos mussarela, prato e minas

nd – não disponível.

A Tabela 5.32 mostra como as estimativas das elasticidades-renda deste estudo são consistentemente maiores que os valores dos demais estudos. Destaque para a diferença entre as estimativas para os produtos básicos, em especial a farinha de mandioca, que é considerado um bem inferior em dois estudos. Da mesma forma, nos outros estudos, com exceção do leite para Thomas et al. (1991), não há bens considerados superiores; já nesse estudo, eles predominam na primeira especificação (gasto total) e tem boa presença na segunda (renda).

Algumas explicações podem ser tentadas para essas diferenças nas estimativas. Esse estudo utilizou os dados da POF 2002/2003, que pela primeira vez incluiu as áreas rurais na sua pesquisa. Como a zona rural concentra grande parte da pobreza no país, especialmente no Nordeste, e as famílias dos estratos mais pobres e da zona rural tendem a apresentar elasticidades mais altas para os alimentos em comparação com a zona urbana, é possível que isso se reflita nas maiores elasticidades. Além disso, a agregação dos consumidores pela média dos estratos de renda tende a “suavizar” as estimativas das elasticidades, e isso pode estar ocorrendo para Menezes et al. (2002) e Hoffmann (2000).

As Tabelas 5.33 e 5.34 mostram a comparação entre as elasticidades-preço não-compensadas e compensadas. Infelizmente, a comparação restringe-se apenas ao estudo de Thomas et al. (1991), único a incluir preços na sua estimação⁷³. Como em Thomas et al. (1991) a categoria leite não foi dividida entre leite em pó e fluido, preferiu-se fazer a comparação apenas com os produtos arroz e feijão. Pode-se notar que, com exceção das elasticidades diretas para o feijão, os valores são bem discrepantes. Enquanto Thomas et al. (1991) encontraram relações de substitubilidade entre arroz e feijão, esse estudo conclui que eles são complementos brutos e líquidos, o que parece mais plausível quando se analisa a dieta típica do brasileiro. Outra diferença marcante está na elasticidade-preço direta do arroz. Os valores de Thomas et al. (1991) são mais que o dobro dos estimados neste estudo e parecem exagerados. Os valores encontrados aqui ainda são elevados, fazendo do arroz um bem com demanda preço-elástica, mas parecem mais próximos do que seria esperado.

⁷³ Menezes et al. (2002), apesar de afirmarem que estimaram as equações com a inclusão dos preços para cada produto, não informam as elasticidades-preço nem discutem o porquê dessa exclusão.

Tabela 5.33 - Comparação das elasticidades-preço não-compensadas para arroz e feijão

GASTO TOTAL	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-1,6556	-0,2103
FEIJÃO	-0,1580	-1,2492	

RENDA	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-1,6634	-0,2206
FEIJÃO	-0,1693	-1,2547	

THOMAS et al. (1991)	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-3,6180	2,4220
FEIJÃO	0,5300	-1,6850	

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 5.34 - Comparação das elasticidades-preço compensadas para arroz e feijão

GASTO TOTAL	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-1,5253	-0,1313
FEIJÃO	-0,0420	-1,1789	

RENDA	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-1,5768	-0,1681
FEIJÃO	-0,0820	-1,2018	

THOMAS et al. (1991)	PRODUTOS	ARROZ	FEIJÃO
	ARROZ	-3,5900	2,4360
FEIJÃO	0,5420	-1,6790	

Fonte: Elaboração do autor

Em resumo, os resultados do presente estudo são bastante diferentes das elasticidades calculadas em outros estudos que utilizaram pesquisas de orçamentos familiares e produtos alimentares desagregados. Essas diferenças devem ser causadas não só pela escolha da forma funcional do sistema de demanda, mas também pela inclusão de variáveis nesse trabalho que não foram utilizadas nos outros estudos, como escolaridade do responsável pelo domicílio, composição familiar e outras.

6 – RESUMO E CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi analisar a demanda de alimentos no Brasil por meio da estimação de um sistema de equações derivado de uma estrutura de preferências para 18 produtos. Além da preocupação com a análise do impacto de variáveis tradicionalmente utilizadas, como renda e preços, deu-se especial atenção ao papel das diferenças regionais, disparidades entre o meio urbano e rural e medidas de heterogeneidade entre as famílias pesquisadas, como grau de escolaridade do responsável pelo domicílio, presença de mulher como responsável pelo domicílio, raça, composição etária, presença de geladeira e empregada doméstica no domicílio. Dessa forma, esse estudo permitiu determinar de forma mais completa a interação dessas variáveis e seu impacto na demanda da cesta analisada.

Os dados utilizados para estimação do sistema de demanda foram originários dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares realizada nos anos de 2002 e 2003 (POF 2002/2003) pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A POF tem o objetivo de mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias e possibilita traçar um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos.

A POF 2002/2003 apresenta algumas diferenças importantes em relação às pesquisas anteriores realizadas pelo IBGE. Em primeiro lugar, a pesquisa foi realizada em todo o território nacional, incluindo as áreas rurais de todas as regiões do país. Além disso, pela primeira vez foram consideradas as aquisições não-monetárias na pesquisa, as quais são muito importantes, especialmente nas áreas rurais.

O uso dos dados originais individuais da POF 2002/2003 na estimação de equações de demanda de alimentos permitiu uma melhor especificação das equações, com a inclusão de variáveis que captaram a heterogeneidade entre os consumidores. Isso permitiu uma melhor identificação dos padrões de demanda dos diferentes grupos.

O modelo escolhido para representar as funções de demanda neste trabalho foi o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS). Este modelo é uma generalização do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS), muito utilizado em estudos de demanda de alimentos. O modelo QUAIDS possui a flexibilidade de curvas de Engel não-lineares e, ao mesmo tempo, é derivado de uma estrutura de preferências. Quando se trabalha com um alto nível de desagregação de bens, como ocorre neste estudo, a não-linearidade das curvas de Engel é bastante provável. A explicação está no fato de que, neste nível de detalhamento, há uma série de consumidores que não compra determinado bem e grande parte da resposta da demanda a um aumento do gasto total será dada pela entrada de novos compradores do produto em questão (resposta “extensiva”) além da resposta “intensiva”, representado pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem. Este fato origina curvas de Engel não-lineares para muitos bens.

A estimação do sistema de demanda foi feita através do Procedimento de Shonkwiler e Yen. Este procedimento utiliza dois estágios de estimação para lidar com a natureza censurada dos dados, ou seja, com o fato de muitos consumidores consumirem uma quantidade nula dos produtos. O primeiro estágio consiste nas chamadas “equações de seleção”, que examinam os determinantes da decisão do consumidor em adquirir ou não um determinado produto. Assim, o modelo probit é utilizado em equações para cada produto. Os resultados deste estágio são utilizados para computar uma variável que é usada como instrumento para incorporar as variáveis latentes censuradas na estimação do segundo estágio. Este estágio foi estimado por meio do método Máxima Verossimilhança.

Os resultados da estimação do primeiro estágio foram, de forma geral, de acordo com o esperado. A probabilidade de aquisição dos produtos básicos variou negativamente com renda mensal familiar, enquanto as carnes, leite e demais produtos mostraram influência positiva da renda. A explicação para este comportamento é não só um maior consumo de produtos básicos pelas famílias mais pobres como, provavelmente, pelo fato de o maior número de refeições efetuadas no domicílio impor uma maior aquisição desses produtos para as menores faixas de renda.

As variáveis regionais também foram importantes na explicação do consumo de diversos produtos. O que chamou a atenção é que a influência regional não ficou restrita aos produtos mais típicos, como farinha de mandioca no Norte e Nordeste ou carne bovina no Sul do país. Esta influência foi significativa para praticamente todos os produtos pesquisados, mostrando que há diferenças marcantes entre as regiões, mesmo controlando para variáveis que naturalmente são usadas como explicação dessas diferenças, como renda ou composição familiar. Além disso, alguns resultados pouco esperados foram encontrados: com a exceção da batata, carne suína, leite fluido, pão francês e queijos, os coeficientes das variáveis Norte e Nordeste foram todos positivos, indicando que o fato de o domicílio estar nessas regiões aumenta a probabilidade de aquisição dos demais produtos. Este resultado indica não só a maior frequência de refeições no domicílio nessas regiões, como provavelmente uma dieta mais diversificada no Sul e Sudeste em comparação com o Norte e Nordeste.

A presença da mulher como responsável pelo domicílio também influencia o consumo das famílias. A surpresa foi que os resultados apontam para uma menor probabilidade de refeições feitas no domicílio quando a mulher é a responsável. A explicação para esse fato talvez seja a dificuldade do preparo das refeições pela mulher que trabalha fora, o que impõe a substituição das refeições no domicílio por alternativas fora dele. De qualquer forma, os resultados indicam uma probabilidade de aquisição menor nesses domicílios para quase todos os produtos da cesta pesquisada.

Algumas variáveis parecem ter pouca influência na explicação da demanda dos alimentos analisados, mas ainda assim não podem ser descartadas na análise da demanda. Entre estas, destacam-se a raça do responsável e a presença de empregada doméstica no domicílio. Com exceção do leite fluido, a influência da raça no consumo está concentrada nas categorias negra e parda, geralmente de forma positiva para os produtos básicos e mais baratos e negativa em relação aos demais produtos, sempre em comparação com domicílios chefiados por brancos. A explicação pode ser não só uma dieta menos diversificada desses domicílios, mas também pode persistir certo padrão de desigualdade, principalmente entre brancos e negros/pardos, mesmo controlando para a renda. Os padrões de aquisição são muito influenciados por fatores locais e a concentração de negros e pardos em locais como favelas ou bairros da periferia com menor atendimento de infra-estrutura ou comércio regular podem influenciar não só os preços pagos, mas também o tipo de alimento adquirido.

Em relação à presença de empregada doméstica, a conclusão foi de que há um impacto negativo na aquisição de produtos básicos (arroz, feijão, farinha de mandioca) e positivo em produtos mais “nobres”, como queijos e carnes de primeira. A expectativa inicial era de um impacto positivo da presença de empregada doméstica na realização de refeições no domicílio e, assim, também nos produtos mais utilizados, como arroz e feijão. Os resultados, entretanto, não confirmaram esta expectativa. Mesmo controlando para a renda, a presença de empregada doméstica parece permitir uma diferenciação entre domicílios que favorece o consumo de alimentos mais caros, diminuindo a probabilidade de aquisição para os básicos.

Os resultados da estimação do segundo estágio foram um pouco mais problemáticos do que o primeiro estágio. Duas especificações foram utilizadas: a primeira com a variável gasto total e a segunda com a renda mensal familiar. Com a primeira especificação, as elasticidades-dispêndio calculadas foram muito elevadas para os produtos básicos. A segunda especificação mostrou elasticidades-renda mais compatíveis com o esperado, mas houve um aumento não desprezível na quantidade de coeficientes não-significativos. De forma geral, levando em conta os resultados da segunda especificação, há uma predominância de bens normais na cesta pesquisada e não foi encontrado nenhum bem inferior. Os bens superiores encontrados foram: carne bovina de primeira, banana, queijos e leite em pó. Com exceção deste último, o resultado ficou dentro das expectativas iniciais.

Em relação aos preços, a maior parte dos coeficientes não foi significativa. As elasticidades-preço diretas compensadas e não compensadas calculadas ficaram acima do esperado, indicando respostas elásticas para produtos básicos com poucos substitutos. A elasticidade direta compensada no caso da manteiga foi positiva, o que representa uma violação da lei da demanda. Parece ter ocorrido um problema na estimação, talvez causado pela baixa frequência observada na aquisição de manteiga pelos consumidores (pouco mais de 5 %). Isso fez com que quase 95 % dos preços para a manteiga fossem imputados por meio de médias regionais, o que pode ter comprometido os resultados das elasticidades. Quanto às elasticidades-preço cruzadas, os resultados ficaram dentro do esperado, especialmente na primeira especificação. O arroz foi substituto (bruto e líquido) do macarrão, pão francês, batata e farinha de mandioca, fontes alternativas de carboidratos e complemento do feijão (bruto e líquido). Em relação às fontes de proteína, o feijão é substituto das carnes e laticínios, com exceção do leite em pó.

No caso das carnes, carne de boi de primeira é substituta líquida de todas as outras, com destaque para a carne suína e frango. A substitubilidade com a carne de boi de segunda é bem mais fraca, indicando certa resistência dos consumidores em trocar os cortes mais nobres pelos mais baratos.

No caso dos leites fluido e em pó, há a esperada relação de substitubilidade entre eles. Já entre manteiga e margarina, há também uma relação de substitubilidade, que, entretanto é muito maior no caso da variação do preço da manteiga sobre a margarina que o inverso. Isso indica que os consumidores de margarina são muito mais flexíveis na substituição, provavelmente mais preocupados com a característica preço, enquanto os consumidores de manteiga são mais relutantes na substituição.

Em relação às variáveis educacionais, existe uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos. Para as carnes em geral, apenas no caso da carne de primeira observa-se influência positiva da escolaridade acima do primeiro grau completo e apenas na primeira especificação. O que está ocorrendo aí não é só a maior preocupação com a alimentação saudável, pois não parece haver substituição entre tipos de carnes. Parece que o problema é novamente uma maior diversificação da dieta, não comprovada pela limitação do número de produtos analisados, e, ou, menor consumo de alimentos no domicílio.

Há também pouca diferença no consumo dos domicílios com responsáveis com primeiro grau completo e aqueles com até segundo grau completo. No entanto, as diferenças causadas pela educação superior e pelo analfabetismo são incontestáveis.

Quanto às diferenças entre meio urbano e rural, o meio rural destaca-se no consumo dos produtos básicos, em especial feijão, açúcar e arroz. Outros destaques são o leite fluido, a carne suína e o frango, certamente influenciados pelo papel da produção própria e o autoconsumo na zona rural. No meio urbano destacam-se o pão francês, leite em pó, banana e carne bovina.

Em relação à presença de refrigerador no domicílio, os resultados indicam que a posse de geladeira favorece a substituição de produtos básicos por carnes e laticínios, que exigem refrigeração. Os resultados para o leite fluido foram diferentes para o primeiro e o segundo estágio. No primeiro estágio, houve efeito marginal positivo na possibilidade de aquisição de leite fluido para aqueles que possuem geladeira. O resultado do segundo estágio, ao contrário, foi negativo, indicando menor consumo de leite fluido para aqueles que têm geladeira. Este último resultado parece duvidoso. Já para o leite em pó, o resultado foi de acordo com o esperado, indicando menor consumo

de leite em pó para aqueles que têm geladeira. Entretanto, o coeficiente da variável não foi significativo no segundo estágio para este produto.

A composição familiar e o tamanho da família também são importantes na explicação dos padrões de demanda. Domicílios com crianças tendem a apresentar maior consumo de leite, como esperado. A influência positiva da presença de crianças também é observada para banana, farinha de mandioca, feijão e pão francês (crianças de 6 a 12 anos para os dois últimos produtos). No outro extremo da distribuição, a presença de idosos favorece o consumo de banana, batata, farinha de mandioca, frango e pão francês. No caso dos adolescentes (idade entre 13 e 20 anos), o comportamento é semelhante ao dos adultos para a cesta analisada, com exceção da influência positiva no consumo de manteiga e margarina e negativa no consumo de tomate.

Já para o tamanho da família, os resultados são diferentes entre a primeira e a segunda especificação. Na primeira especificação, os resultados indicaram que famílias maiores tinham consumo absoluto menor para a cesta de produtos analisados. Esse resultado foi inesperado, pois famílias maiores deveriam adquirir/consumir uma maior quantidade de alimentos. Já na segunda especificação, houve um efeito positivo do tamanho da família no consumo familiar no caso dos produtos básicos, frango e carne bovina de primeira, além de pão francês. Os resultados dessa especificação parecem mais adequados à expectativa inicial, indicando aumento do consumo familiar de produtos básicos com o aumento do tamanho da família.

Pode-se destacar como principais conclusões deste estudo:

- A probabilidade de aquisição dos produtos básicos varia negativamente com renda mensal familiar, enquanto as carnes, leite e demais produtos mostram influência positiva da renda.
- As variáveis regionais são importantes na explicação do consumo de diversos produtos e não só de produtos típicos de cada região, mesmo controlando para variáveis que naturalmente são usadas como explicação dessas diferenças, como renda ou composição familiar.
- A especificação que utilizou a renda familiar mensal na estimação das equações de demanda mostrou resultados mais próximos ao esperado do que a especificação que utilizou o gasto total.
- Há uma predominância de bens normais na cesta pesquisada e não foi encontrado nenhum bem inferior.

- Existe uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos.
- A posse de geladeira favorece a substituição de produtos básicos por carnes e laticínios, que exigem refrigeração.
- A composição familiar e o tamanho da família são importantes na explicação dos padrões de demanda.

Os resultados deste estudo são importantes, pois indicam o impacto das variáveis mais relevantes no padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras. As limitações desse trabalho estão concentradas na ausência da análise da alimentação feita fora do domicílio, que já representa um quarto de todos os gastos feitos com alimentação no Brasil. Estudos posteriores podem tentar incorporar esta análise e determinar a influência deste tipo de gasto na demanda total pela alimentação.

Outra vertente possível é tentar combinar a análise feita aqui com estudos sobre a adequação nutricional da alimentação do consumidor brasileiro. Isso permitiria uma análise não só quantitativa da demanda de alimentos, mas também entender até que ponto esta dieta é saudável e como as características e variáveis analisadas aqui influenciam na qualidade desta alimentação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUERO, J. M.; GOULD, B. W. Household Composition and Brazilian Food Purchases: An Expenditure System Approach. **Canadian Journal of Agriculture Economics**, Vol.51, n. 3, p. 323-345, 2003.
- AMEMIYA, T. Multivariate Regression and Simultaneous equation Models when the dependent variables are truncated normal. **Econometrica**, Vol. 42 (Nov. 1974), p. 999-1012.
- ARAÚJO, A.L.M. **Relações Funcionais entre renda, educação e consumo de alimentos na cidade de Vitória, ES**. Viçosa, 1970, Universidade Federal de Viçosa, 82p. (tese de mestrado).
- ASANO, S.; FIÚZA, E.P.S. **Estimation of the Brazilian Demand System**. IPEA, Rio de Janeiro (Discussion paper n. 793), 2001.
- ÁVILA, A. F. **Um modelo econométrico para a carne bovina no Rio Grande do Sul, 1947-70**. Viçosa, 1973, Universidade Federal de Viçosa, 67p. (tese de mestrado).
- BACCHI, M.R.P. **Demanda de carne bovina no mercado brasileiro**. Piracicaba, 1989, ESALQ/USP, 77p. (tese de mestrado).

- BACCHI, M.R.P. SPOLADOR, H.F.S. Income-elasticity of poultry meat consumption in metropolitan areas of Brazil **Scientia Agrícola**, v.59, n.3, p.451-455, jul/set 2002.
- BANKS, J., BLUNDELL, R., LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. LXXIX, n. 4, 527-539, November 1997.
- BARNETT, W.A. Theoretical Foundations for the Rotterdam Model. **Review of Economic Studies**, Vol. 46, No. 1, p. 109-130, Jan., 1979.
- BARROS, A.A.A. **Elasticidade-renda de qualidade, de dispêndio e de demanda de carne bovina – São Luís, Maranhão**. Viçosa, 1975, Universidade Federal de Viçosa, 82p. (tese de mestrado).
- BARTEN, A.P. Consumer Allocation Models: Choice of Functional Forms. **Empirical Economics**, 18: 129-158, 1993.
- _____. **Theorie em empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen**, Doctoral Dissertation, Rotterdam, University of Rotterdam, 1966
- BATALHA, M.O.; LUCCHESI, T., LAMBERT, J.L. **Hábitos de consumo alimentar no Brasil: realidade e perspectivas**. In: Gestão do Agronegócio – Textos selecionados. (coord. Mario O. Batalha) São Carlos: Edufscar, 2005
- BERTASSO, B. F. **O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras - Análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares/IBGE 1995/96**. Piracicaba, 2000, ESALQ/USP, 109p. (tese de mestrado).
- BLACKORBY, C., PRIMONT, D., RUSSEL, R.R. **Duality, Separability and Functional Structure**. New York, American Elsevier, 1978

- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from microdata. **American Economic Review**, 83 (3), p.570-597, June 1993
- BLUNDELL, R.W., MEGHIR, C. Bivariate alternatives to the univariate Tobit model. **Journal of Econometrics**, Vol. 34, (Jan/Feb), p. 179-200, 1987.
- BRANDT, S.A.; AAD NETO, A.; REZENDE, A. M.; SOUZA, A. F.; SOUZA, D.C. Análise econômica e projeções da demanda de carne bovina no mercado de Manaus. **Estudos de Economia Agrícola**, Manaus, ACAR, 106p, 1973.
- BUSSINGER, G.A. **The structure of demand for food in Brazil**. University of Florida, 1996. 177p. Tese (Ph.D) – University of Florida, 1996
- CARMO, M. S. **(Re) estruturação do sistema agroalimentar no Brasil: a diversificação da demanda e a flexibilidade da oferta**. São Paulo, IEA, 1996.
- CASTRO, A.B. de. **Aspectos da Interdependência econômica entre a estrutura de consumo e a comercialização agrícola**. Piracicaba, 1972, ESALQ/USP, 100p. (tese de doutorado).
- CHIARA, V.L., SILVA, R., JORGE, R., BRASIL, A.P. Ácidos graxos trans: doenças cardiovasculares e saúde materno-infantil. **Revista de Nutrição**, vol.15, no.3, p.341-349, 2002.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSON, D.W., LAU. L.J. Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function. **Econometrica**, vol. 39, n.4, p. 255-256, 1971.
-
- Transcendental logarithmic utility functions **American Economic Review**, vol. 65, n.3, p. 367-83, 1975
- COX, T.L; WOHLGENANT, M.K.. Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. **Amer. J. Agr. Econ.**, Volume 68, n.4, p. 908-19, 1986

CRANFIELD, J.A.L.; EALES, J.S.;HERTEL, T.W.; PRECKEL, P.V. Model selection when estimating and predicting consumer demands using international, cross section data. **Empirical economics**, Vol. 28, n.2, p. 353-364, 2003.

DEATON, A. & MUELLBAUER J. **Economics and Consumer Behavior**. New York: Cambridge University Press, 1980a, 450 p.

_____. An Almost Ideal Demand System. **The American Economic Review**, 70(June 1980): 312-26, 1980b.

DEATON, A. A reconsideration of empirical implications of additive preferences. **Economic Journal**, Vol. 84, p. 338-48, 1974.

_____. **The Analysis of Household Surveys – A Microeconomic Approach to Development Policy**. Washington, D.C.: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, 1997. 479p.

DONG, D.; GOULD, B.W.; KAISER, H.M. Food demand in Mexico: an application of the Amemiya-Tobin approach to the estimation of a censored food system. **American Journal of Agriculture Economics**, Vol.86, n. 4, p. 1094-1107, 2004.

EALES, J.S. AGE 605 **Agricultural Price Analysis - Lecture Notes**. Department of Agricultural Economics, Purdue University, 1997 (não-publicado).

ERDEM, T.; KEANE, M.P.; SUN, B.; JANSSEN, S.A; ARNTZ, A.; Missing price and coupon availability data in scanner panels: correcting for the self selection bias in choice models parameters. **Journal of Econometrics**, Vol. 89, n. 1, p.177-96, 1998.

FERNANDES, S. G. **Análise de alternativas de políticas para o setor de carnes**. 1988, 82p (Dissertação de mestrado), Viçosa, UFV.

FIALLOS, L.E.W. **Análise da demanda e preços de tomate no estado de São Paulo**. Piracicaba, 1982, ESALQ/USP, 116p. (tese de mestrado).

FGV - Fundação Getúlio Vargas – **Brasil - Projeções da demanda e oferta de produtos agrícolas (versão preliminar) 1975 e 1980.** – Rio de Janeiro, 1974.

FURTUOSO, M. C. O. **Redistribuição de e consumo de Alimentos no Estado de São Paulo.** Piracicaba, 1981, ESALQ/USP, 106p. (tese de mestrado).

GARCIA, R. B. **Demanda por alimentos na região metropolitana de Porto Alegre: uma aplicação do Almost Ideal Demand System.** 1998. (Dissertação de Mestrado) Porto Alegre, UFRGS.

GORMAN, W. M. Community preference fields. **Econometrica**, Vol. 21, n.1, p. 63-68, 1953.

_____. Separable utility and aggregation. **Econometrica**, Vol. 27, n.3, p.469-481, 1959.

_____. “On a class of preference fields”. **Metroeconomica**, Vol.13, Agosto de 1961, p. 53-56, 1961.

_____. Some Engel Curves **in Essays in theory and measurement of consumer behavior: in honour of Sir Richard Stone**, Angus Deaton (ed.), Cambridge, UK, Cambridge University Press, 1981, 384 p.

GOULD, B.W. At home consumption of cheese: A purchase infrequency model. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 77, n.2, p.453-59, 1992.

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

GUJARATI, D. **Econometria Básica.** Pearson Makron Books, São Paulo, Terceira Edição, 2004, 846p.

- HAINES, P. S., GUILKEY, D. K., POPKIN, B.M. Modeling Food Consumption Decisions as a Two-Step Process. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 70, No. 3 (Aug., 1988) , pp. 543-552
- HECKMAN, J. Dummy Endogenous Variables in a simultaneous equation System. **Econometrica**, 46, n.4, 931-959, 1978.
- HEIEN, D., WESSELS, C.R. Demand Systems Estimation with microdata: a censored regression approach. **Journal of Business and Economic Statistics**, vol. 8, n. 3, July 1990.
- HICKS, J. R. **Value and Capital**. Oxford, Oxford University Press, 1936, 352 p.
- HOFFMANN, R. A diminuição do consumo de feijão no Brasil. **Estudos Econômicos**, Vol. 25, n. 2, p. 189-201, Maio-Ago, 1995.
- _____. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. **Agricultura em São Paulo**, SP, v.47, n.1 p. 111-122, 2000.
- HOUTHAKKER, H.S. Additive preferences. **Econometrica**, Vol. 28, p. 532-51, 1960
- HURWICZ, L., UZAWA, H. **On the integrability of demand functions**. In Preferences, utility and demand J.S. Chipman, L. Hurwicz, K. Richter and H.F. Sonnenschein (eds), NewYork: Harcourt Brace, 1971.
- IBGE, **Estudo Nacional de Despesa Familiar: consumo familiar, antropometria**. Dados preliminares. 4 volumes, Rio de Janeiro, 1978.
- IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. Aquisição alimentar domiciliar per capita: Brasil e Grandes Regiões**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2004a.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. Primeiros Resultados: Brasil e Grandes Regiões.** Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2ª edição, 2004b.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. Análise da disponibilidade domiciliar de alimentos e do estado nutricional no Brasil.** Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2004c.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. CD-ROM -Microdados – Segunda divulgação.** Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2004d.

LAZARIDIS, P. Demand Elasticities derived from consistent estimation of Heckman-type models. **Applied Economic Letters**, Vol.11, n.8, p. 523-27, 2004.

LEE, L. F. Simultaneous Equation Models with discrete and censored dependent variables *in* **Structural analysis of discrete data with econometric applications**, eds. P. Manski and D. McFadden, Cambridge, MA: MIT Press, p.346-364, 1978.

LEE, L.F, PITT, M.M. Microeconomic demand systems with binding nonnegativity constraints: the dual approach. **Econometrica** Vol.54, n.5, p.1237-42, Sep. 1986.

_____ Microeconomic models of rationing, imperfect markets, and non-negativity constraint. **Journal of Econometrics** Vol.36, p. 89-110, Sep./Oct. 1987.

LEONTIEF, W. Composite Commodities and the problem of index numbers. **Econometrica**, Vol. 4, n.1, p.39-59, 1936.

LEWBEL, A. Aggregation without Separability: A Generalized Composite Commodity Theorem. **The American Economic Review**, Vol. 86, n. 3, p. 524-543, June 1996.

_____. The rank of demand systems: theory and nonparametric estimation. **Econometrica** Vol. 59, n.3, p. 711-730, 1991.

LOBATO, J.G. **Sistema de demanda de carnes no Brasil: uma análise de multiplicadores**. Viçosa, 1982, Universidade Federal de Viçosa, 61p. (tese de doutorado).

MANCHESTER, A.C. Household Consumption Behavior: Understanding, measurement, and applications in policy-oriented research. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 59, n.1, p. 149-154, Feb., 1977.

MANDELL, P. J. **The rise of the modern Brazilian rice industry: demand expansions in a dynamic economy**. Food Research Institute Study in Agricultural economies, Trade & Development, Vol. X, N.2, Stanford University, 1971.

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

MENDES, C.M. **Estudo da demanda brasileira de leite e derivados no período de 1970-1987**. Viçosa, 1990, UFV, 67p (Dissertação de mestrado).

MENEZES, T.;SILVEIRA, F.G; MAGALHÃES, L.C.G.; TOMICH, F.A.;VIANNA, S.W. **Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996**. IBGE: IPEA, 2002 (Texto para discussão, n. 896).

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. Departamento Econômico. **Relações Funcionais entre renda e consumo de Alimentos pela população Urbana do Estado da Guanabara**. Rio de Janeiro, 45p, 1967.

MORIMOTO, P. T. **Demanda de pescado no mercado da grande São Paulo**. Viçosa, 1975, Universidade Federal de Viçosa, 40p. (tese de mestrado).

- MOSCHINI, G. Units of measurement and the Stone Index in demand system estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 77, p. 63-68, Feb., 1995.
- MUELLBAUER, J. Aggregation, income distribution and consumer demand. **Review of Economic studies**, Vol. 62, p. 525-43, 1975
- _____. Community preferences and the representative consumer. **Econometrica**, Vol. 44, p. 979-99, 1976.
- MURPHY, K.M., TOPEL, R. H. Estimation and inference in two-step econometric models. **Journal of Business and Economic Statistics** 3 (Oct. 1985): 370-79, 1985.
- MUSGROVE, P. **Family Expenditure and Food prices as determinants of Food consumption in Northeast Brazil**. Washington D.C., Pan American Health Organization, 1986.
- NELSON, F.D., OLSON, L. Specifications and estimation of a simultaneous equation model with limited dependent variables. **International Economic Review**, Vol.19, 695-710, Oct.1978.
- PANIAGO, E. **An evaluation of agriculture price policies for selected food products: Brazil**. Lafayette, Indiana:Purdue University (Unpublished Ph.D Thesis), 1969.
- PEREZ, M.C.R.C. **Contribuição ao estudo de elasticidades-renda do consumo de alimentos**. Piracicaba, 1973, ESALQ/USP, 94p. (tese de mestrado).
- PHLIPS, L. **Applied Consumption Analysis**. Amsterdam: North-Holland, 1974. 331p.
- POLINSKY, A.M. The demand for housing: A study in specification and Grouping. **Econometrica** Vol.45, n.2, p.447-62, 1977.

- PRAIS, S.J. HOUTHAKKER, H.S. **The Analysis of Family Budgets**. Cambridge: Cambridge University Press, 2nd Edition, 1971, 372 p.
- PUDNEY, S. **Modeling individual choices: the econometrics of corners, kinks and holes**. Cambridge, UK: Blackwell Publishers, 1989, 346 p.
- PYLES, D. **Demand Theory and elasticity matrix construction**. In: Agricultural policy analysis tools for economic development. (Ed.) L. Tweeten, Boulder: Westview Press, 1989, 402p.
- ROSSI, J.W. Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.12, n.2, p.579-606, 1982.
- SANTANA, A.C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Vol. 37, n. 2, p.51-76, 1999.
- SANTOS, V.E, GOMES, M.T., GOMES, M.F.M. Estimativa da elasticidade-renda do consumo de café na Região Sudeste do Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Vol. 3, n. 4, p.537-557, 2005.
- SERAPHIM, J.B.C. **Análise econômica da procura de carnes no mercado de Goiânia, estado de Goiás**. Viçosa, 1973, Universidade Federal de Viçosa, 84p. (tese de mestrado).
- SERRANO, O. **Estudo da demanda da batatinha (*Solanum tuberosum*) em 1969, e da variação estacional de seus preços, no período de 1957/69, no estado de São Paulo**. Piracicaba, 1972, ESALQ/USP, 210p. (tese de doutorado).
- SHONKWILER, J.S. & YEN, S.T. Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. **American Journal of Agricultural Economics**. Vol. 81, n.4, 972-982, Nov. 1999.
- SIMÕES, R.C.; BRANDT, S.A. **Sistema Completo de equações de demanda no Brasil**. Trabalho apresentado no III Encontro Brasileiro de Econometria. Olinda, Sociedade Brasileira de Econometria, 1981.

- SOBRAL, G. **Demanda de alimentos no Brasil: arroz, batatinha, feijão, carne e leite**. Piracicaba, 1973, ESALQ/USP, 106p. (tese de mestrado).
- SONNENSCHNEIN, H.; SCHAFFER, W. **Market Demand and Excess Demand Functions**. *in* Handbook of Mathematical Economics, Vol II. Eds. Kenneth J. Arrow and Michael Intriligator. NY: North Holland, p.671-693, 1982.
- STOKER, T.M. Empirical Approaches to the Problem of Aggregation over Individuals. **Journal of Economic Literature**. Vol. XXXI, n.4, p.1827-1874, December 1993.
- STONE, J.R.N. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand. **Economic Journal**, Vol. 64, p.511-27, 1954.
- SU, S., YEN, S.T. A censored system of cigarette and alcohol consumption. **Applied Economics**, Vol. 32, n.6, p. 729-737, 2000.
- TOSTA, M.C.T.; CAMPOS, S.K.; FERREIRA, S. **Elasticidade-renda do consumo de leite e seus derivados no Brasil em 1996**. In: XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2003, Juiz de Fora –MG. CD-ROM do XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. SOBER, 2003a, p.1-8.
- TOSTA, M. C. R., GOMES, M.F.M, ROSADO, P.L. **Desigualdade de renda e consumo de carne suína e seus derivados nas regiões Sudeste e Sul do Brasil**. *In* Desigualdades Sociais: pobreza, desemprego e questão agrária. Eds. Fátima M.A. Carvalho, Marília F.M. Gomes e Viviani Silva Lírio. DER-UFV, Viçosa, MG, 236p, 2003b.
- THEIL, H. The information approach to demand analysis. **Econometrica**, vol. 33, n.1, p. 67-87, 1965
- THOMAS, D., STRAUSS, J., BARBOSA, M. M. T. Estimativas do impacto de mudanças de renda e de preços no consumo no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.21, n.2, p.305-354, 1991.

VALE, S. M.L.R. **Sistema linear expandido de dispêndio e análise de demanda de produtos agrícolas: uma aplicação a dados de famílias rurais.** 1983, 49p (Dissertação de mestrado), Viçosa, UFV.

VIANA, J.J.S. **Análise da demanda brasileira de importações de cereais, 1970-96** 1999, 93p (Dissertação de mestrado), Viçosa, UFV.

VILAS, A.T. **A Spatial Equilibrium Analysis of the rice economy in Brazil.** Lafayette, Indiana:Purdue University (Unpublished Ph.D Thesis), 1975.

WALES, T.J.; WOODLAND, A.D. Sample selectivity and the estimation of labor supply functions. **International Economic Review**, Vol.21, n.2 (June 1980): 437-68, 1980.

Estimation of consumer demand systems with binding nonnegativity constraints. **Journal of Econometrics** Vol. 21, n.3, p. 263-85, April. 1983.

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

YEN, S.T, KAN, K., SU, S. Household demand of fats and oil: two-step estimation of a censored demand system. **Applied Economics**, Vol. 34, n.14, p. 1799-1806, 2002.

APÊNDICES

ANEXO 1

Algumas Informações sobre Pesquisas de Orçamentos Familiares em São Paulo até a década de 60

Nome da pesquisa	Grupo amostral	Época do Levantamento	Tamanho da amostra
Davis	Operários da cidade de São Paulo	Abril a junho de 1934	221
Lowrie	Funcionários da limpeza pública da PMSP	Novembro de 1936 a maio de 1937	428
Araújo	Operários da Indústria Metalúrgica Usina Santa Olímpia Ltda.	1941 (meses não especificados)	240
PMSP	Funcionários da limpeza pública da PMSP	1951/1952 (meses não especificados)	300
CNBES ¹	Operários da Indústria têxtil, Mecânica e Metalúrgica	Agosto de 1952	139
FGV	População Paulistana	Junho de 1961 a junho de 1962.	671
DIEESE	Classe trabalhadora da cidade de São Paulo	1969/1970 (meses não especificados)	nd

Fonte: adaptado de Carmo (1996)

1-Comissão Nacional de Bem-estar social

ANEXO 2 – Classificação e tipos de produtos em cada categoria analisada

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
AÇÚCAR	Refinado	ACUCAR REFINADO ACUCAR TRIFILTRADO
	Cristal	ACUCAR CRISTAL ACUCAR GRANULADO ACUCAR CRISTALIZADO ACUCAR TRITURADO ACUCAR MOIDO
	Demerara	ACUCAR DEMERARA DEMERARA ACUCAR AMARELO PRETO ACUCAR MASCAVO ACUCAR PRETO ACUCAR MASCAVADO
	Não-especificado	ACUCAR (INDETERMINADO) ACUCAR ACUCAR COMUM ACUCAR LIGHT
ARROZ	Polido	ARROZ POLIDO ARROZ HIBRIDO ARROZ BICA CORRIDA ARROZ QUIRERA ARROZ LISO ARROZ MACERADO ARROZ PARBOILIZADO XEREM DE ARROZ ARROZ PARBORIZADO ARROZ ARROZ AGULHA ARROZ AGULHINHA ARROZ BRANCO ARROZ VERMELHO ARROZ AMARELO ARROZ COLONIAL
	Integral	ARROZ INTEGRAL ARROZ PILADO ARROZ NAO POLIDO ARROZ BENEFICIADO
	Com casca	ARROZ COM CASCA

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
BANANA	D'água	BANANA DE AGUA BANANA NANICA BANANA DA CHINA BANANA DE ITALIANO BANANA MANGALO BANANA INGLESA BANANA TATU BANANA PETICA BANANA CATARINA BANANA CHORONA BANANA PEROA BANANA CASCA VERDE BANANA ACUCARINA BANANA CEMBOTA BANANA CATURRA BANANA ANA BANANA (INDETERMINADA)
	Prata	BANANA PRATA BANANA ALTONA BANANA AMARELA BANANA BICO VERDE BANANA BRANCA BANANA DE CAMBOEIRO BANANA UMBIGO VERDE BANANA DA PRATA
	Ouro	BANANA OURO BANANA CRAVO BANANA DOURADA BANANA IMPERIAL BANANA INAJA BANANA MARIQUINHA BANANA PISANGO REAL BANANA REAL BANANA URINHO BANANINHA
	Maçã	BANANA MACA BANANA CARAPE BANANA COCO BANANA LEITE BANANA MACA PAINA BANANA PEDRA BANANA PERA BANANA MACAZINHA DA BAHIA

BANANA	Figo	BANANA FIGO BANANA ABOBORA BANANA ACU BANANA BABA DE BOI BANANA BABONA BANANA CACAU BANANA CAFE BANANA CAIXAO BANANA CAJU BANANA CARAMBOLA BANANA CASADA BANANA CASCA GROSSA BANANA CHOCOLATE BANANA CINZA BANANA CORUJA BANANA DE VELHO BANANA JACARE BANANA JASMIM BANANA MENCI BANANA MINEIRA BANANA MURICI BANANA PAO BANANA PARA BANANA PAU BANANA RIACHAO BANANA ROSA BANANA SAPA BANANA TAJAMAIA BANANA TANJA BANANA TRES QUINAS BANANA VERMELHA BANANA MASSA DE BANANA
	Da terra	BANANA DA TERRA BANANA PACOVA BANANA PACOVEIRA BANANA PACOBEIRA BANANA PACOBUCU BANANA BURITI BANANA CHIFRE DE VACA BANANA COMPRIDA BANANA FARTA GENTE BANANA FARTA HOMEM BANANA FARTA VELHACO BANANA GRANDE BANANA GRANDE AMARELA BANANA MARANHENSE BANANA PACOVI BANANA ANGOLA PACOVA PACOVA GRANDE BANANA PACOVAN

BANANA	Outras	BANANA MARMELO BANANA MARECA BANANA ROXA BANANA CAMBORI BANANA DAS ALMAS BANANA MULATA BANANA PATROQUIA BANANA VINAGRE BANANA SAO DOMINGOS BANANA RAJADA BANANA SAO TOME BANANA CURTA BANANA DO PARAISO BANANA (NAO ESPECIFICADA) BANANA PARA VIAGEM
BATATA	Batata-inglesa	BATATA INGLESA BATATA DO REINO BATATA ROSA BATATA PORTUGUESA BATATA INGESA ROSA BATATINHA BATATA LISA BATATA HOLANDESA BATATA BINGE
	Não-especificada	BATATA NAO ESPECIFICADA

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
BOIPRIMEIRA	Filé mignon	FILE MIGNON FILE SEM MIGNON FILE COM MIGNON MIGNON
	Contrafilé	CONTRAFILE FILE CURTO CHULETA COM OSSO (CONTRAFILE) FILE ESPECIAL BISTECA DE BOI CHULETA DE BOI PONTA DE CHULETA
	Alcatra	ALCATRA PONTA DE PATINHO MAMINHA PICANHA CHAPEU DE BISPO (MAMINHA) ALCATRA BOVINA PONTA DE ALCATRA ALCATRA COM OSSO MIOLO DE ALCATRA

BOIPRIMEIRA	Chã de dentro	CHA DE DENTRO COXAO MOLE (CHA DE DENTRO) COXAO DE DENTRO (CHA DE DENTRO) CHA DE BOI (NAO ESPECIFICADA)
	Patinho	PATINHO CABECA DE LOMBO (CARNE DE BOI) BOLA DO PATINHO (PATINHO) PATINHO COM OSSO
	Lagarto redondo	LAGARTO REDONDO LOMBO DOS MOCOS (LAGARTO REDONDO) PAULISTA REDONDO POSTA BRANCA LAGARTO PAULISTA (REDONDO) TATU (LAGARTO REDONDO) PAULISTA LOMBO PAULISTA (CARNE DE BOI) LAGARTO RECHEADO
	Lagarto comum	LAGARTO COMUM POSTA VERMELHA LAGARTO PLANO PAULISTA PLANO COXAO DE FORA (LAGARTO COMUM) COXAO DURO (LAGARTO COMUM) CHA DE FORA LAGARTO DE BOI NAO ESPECIFICADO
	Carne moída	CARNE MOIDA DE PRIMEIRA GUIZADO (CARNE MOIDA) DE PRIMEIRA
	Não-especificada	CARNE DE BOI DE PRIMEIRA CARNE DE BOI DE PRIMEIRA COM OSSO

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
BOISEGUNDA	Acém	ACEM LOMBO DE BOI AGULHA (ACEM) ACEM COM OSSO LOMBO DE BOI COM OSSO AGULHA COM OSSO PONTA DE AGULHA MIOLO DE ACEM MIOLO DE AGULHA
	Pá	PA PONTA DA PA POSTA GORDA MIOLO DA PA PALETA CRUZ MACHADO PALETA COM OSSO PA COM OSSO
	Músculo	MUSCULO DE BOI MUSCULO DA PA MUSCULO DO TRASEIRO GARRAO MUSCULO DO DIANTEIRO CHAMBARIL CARNE DE PESCOCO MARICA DE BOI CARNE MARICA DE BOI CARNE DE VAZIO (CARNE DE BOI) VAZIO (CARNE DE BOI) CARNE BOVINA DO VAZIO MUSCULO COM OSSO MUSCULO NAO ESPECIFICADO
	Peito	PEITO (DE BOI) PONTA DE PEITO PEITO NAO ESPECIFICADO
	Capa de Filé	CAPA DE FILE FRALDINHA (CAPA DE FILE) ABA DE FILE CAPA DE CONTRAFILE CAPA DE COSTELA CAPA DE COXAO MOLE
	Costela	COSTELA DE BOI CARNE CHUPA MOLHO MATAMBRE (CARNE DE BOI) PONTA DE COSTELA

BOISEGUNDA	Carne Moída	CARNE MOIDA DE SEGUNDA GUIZADO (CARNE MOIDA) DE SEGUNDA CARNE MOIDA DE TERCEIRA
	Não-especificada	CARNE DE BOI DE SEGUNDA ALCATRINHA COM OSSO (DIANTEIRO DE SEGUNDA) CARNE BOVINA COM OSSO (NAO ESPECIFICADA) CARNE BOVINA MOIDA (NAO ESPECIFICADA) CONTRA FILE DE SEGUNDA FILE DE SEGUNDA ALCATRINHA JACARE (CARNE DE BOI DE SEGUNDA C/ OSSO) CARNE DE BOI DE SEGUNDA COM OSSO
	Outras	CUPIM CUPIM DE BOI RABADA DE BOI RABO DE BOI BRAJOLA BRACHOLA BIFE ROLE (CRU COM INGREDIENTES) ROLETA CARNE BOVINA DE TERCEIRA
FARINHA DE MANDIOCA		FARINHA DE MANDIOCA FARINHA DE MANDIOCA CRUA FARINHA DE MANDIOCA TORRADA FARINHA DE MANDIOCA BIJU FARINHA DE MANDIOCA MORENA FARINHA DE MANDIOCA AMARELA FARINHA DE MANDIOCA BRANCA FARINHA DE MANDIOCA MISTURADA FARINHA DE MANDIOCA COMUM FARINHA DE COPIOBA FARINHA DE MESA FARINHA DE CARIMA FARINHA DE SURUI MASSA DE MANDIOCA FARINHA DE AGUA CRUERA

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
FEIJÃO	Feijão manteiga	FEIJAO MANTEIGA FEIJAO BICO DE OURO FEIJAO CAETE FEIJAO PINGO DE OURO FEIJAO GRAO DE OURO FEIJAO BRANCO FEIJAO LOUCA FEIJAO CANARINHO FEIJAO BOLINHA
	Feijão mulatinho	FEIJAO MULATINHO FEIJAO COFELISTA FEIJAO PAULISTA FEIJAO MOURO FEIJAO SESSENTA DIAS FEIJAO MULATA GORDA FEIJAO MARROM FEIJAO MORENINHO FEIJAO CAFE COM LEITE FEIJAO NAGE FEIJAO NAVEGADOR MARROM FEIJAO CEARENCE
	Feijão preto	FEIJAO PRETO FEIJAO ESCURINHO FEIJAO FLORESTA NEGRA FEIJAO BORBAO FEIJAO QUEBRANCHO FEIJAO REBENTA NEGRO FEIJAO DO MILHO FEIJAO BEIRA LINHA FEIJAO ITALIANINHO FEIJAO BANDINHA (FEIJAO PRETO) FEIJAO CAVALO FEIJAO DE COR
	Feijão fradinho	FEIJAO FRADINHO FEIJAO MACASSAR FEIJAO DE CORDA FEIJAO DE METRO FEIJAO ORELHA DE FRADE FEIJAO CORUJA FEIJAO DE MOITA FEIJAO QUARENTINHA FEIJAO LIGEIRO FEIJAO CATADOR FEIJAO MIUDO FEIJAO GURGUTUBA FEIJAO GURUTUBA FEIJAO OLHO DE CABRA FEIJAO PENDANGA FEIJAO PITIUBA

FEIJÃO	Feijão fradinho	FEIJAO QUARENTA DIAS FEIJAO BOCA PRETA FEIJAO DE FRADE FEIJAO DE VARA FEIJAO OLHO PRETO FEIJAO DO RIO FEIJAO IBRA FEIJAO DE RAMA FEIJAO BAIANO FEIJAO VINAGRE FEIJAO SEMPRE VERDE FEIJAO DE ARRANCA FEIJAO BAJE PODRE (FEIJAO MACASSAR) FEIJAO BARRIGUDO (FEIJAO DE METRO) FEIJAO CANAPU FEIJAO CAUPI FEIJAO DA COLONIA FEIJAO VERDE FEIJAO PERUANO
	Feijão jalo	FEIJAO JALO FEIJAO VERMELHO FEIJAO MOLEQUE FEIJAO ENCARNADO FEIJAO GORDO FEIJAO ENXOFRAO FEIJAO DO SUL
	Feijão roxo	FEIJAO ROXO FEIJAO ROCHEDO FEIJAO BICO ROXO FEIJAO BORDO FEIJAO BRABINHO FEIJAO MARUMBE FEIJAO ROXINHO FEIJAO ROXAO FEIJAO ROXOTI FEIJAO RAPE (FEIJAO ROXO) FEIJAO ANAO (FEIJAO ROXO)
	Feijão rajado	FEIJAO RAJADO FEIJAO AMENDOIM FEIJAO CHITA FINA FEIJAO VERMELHO E BRANCO FEIJAO ZEBRINHA FEIJAO CASCA DE COCO FEIJAO CASCAO FEIJAO PINTADO FEIJAO PINTADINHO FEIJAO RISCADINHO FEIJAO CARNAVAL FEIJAO GROSSO FEIJAO CHOCOLATE FEIJAO CARIOCA FEIJAO RAJADINHO FEIJAO CARIOQUINHA

<p>FEIJÃO</p>	<p>Outros feijões</p>	<p> FEIJAO PITOCO FEIJAO DOURADINHO FEIJAO ROSINHA FEIJAO MARIA ROSA FEIJAO MOURA ROSA FEIJAO ROSADO FEIJAO BARROSINHO FEIJAO GANCHEIRO FEIJAO PAQUETA FEIJAO ENXOFRE FEIJAO AMARELO FEIJAO OURO FEIJAO MINEIRO AMARELO FEIJAO MINEIRO FEIJAO PARDO FEIJAO FUMACA FEIJAO CHUMBINHO FEIJAO CAFEZINHO FEIJAO PAQUINHO FEIJAO PACO MINEIRO FEIJAO CAQUI FEIJAO OPAQUINHO FEIJAO CAFE FEIJAO TERRINHA FEIJAO CARA SUJA FEIJAO OPACO FEIJAO FIGADO DE GALINHA FEIJAO IMPERIAL </p>
----------------------	------------------------------	--

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
FRANGO	Frango Abatido	FRANGO ABATIDO GALINHA ABATIDA FRANGO INTEIRO FRANGO CAIPIRA FRANGO CONGELADO GALINHA CONGELADA FRANGO TEMPERADO (CONGELADO) GALINHA TEMPERADA (CONGELADA) FRANGO RESFRIADO GALINHA RESFRIADA
	Peito	PEITO DE GALINHA OU FRANGO FILE DE FRANGO
	Coxa	COXA DE GALINHA OU FRANGO SOBRECOXA DE GALINHA OU FRANGO COXA E SOBRECOXA DE GALINHA OU FRANGO COXA NAO ESPECIFICADA FRANGO A PASSARINHO COXA E ASA DE GALINHA OU FRANGO COXA E PEITO DE GALINHA OU FRANGO
	Dorso	DORSO DE GALINHA OU FRANGO CARCACA DE GALINHA OU FRANGO COSTELA E PE DE GALINHA OU FRANGO OSSO DE GALINHA
	Asa	ASA DE GALINHA OU FRANGO DRUMETE (PARTE DA ASA DE GALINHA OU FRANGO) ASA DE FRANGO ASA DE GALINHA ASA DE FRANGO TEMPERADO
	Vivo	FRANGO VIVO GALINHA VIVA GALINHA EM PE FRANGO EM PE
	Outras	CARNE DE FRANGO OU GALINHA EM CONSERVA QUITUTE DE FRANGO OU GALINHA PESCOCO DE GALINHA OU FRANGO PE DE GALINHA OU FRANGO PE E ASA DE GALINHA OU FRANGO SAMBIQUIRA DE GALINHA OU FRANGO PATE DE GALINHA EMBUTIDO PASTA DE GALINHA EMBUTIDA
	Não-especificado	PARTE DE GALINHA OU FRANGO (NAO ESPECIFICADA) FRANGO EM PEDACOS (NAO ESPECIFICADOS) GALINHA EM PEDACOS (NAO ESPECIFICADOS) CARNE DE GALINHA OU FRANGO (NAO ESPECIFICADA)

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
LEITE EM PÓ	Integral	LEITE EM PO INTEGRAL LEITE EM PO NINHO INTEGRAL LEITE EM PO GLORIA (INTEGRAL) LEITE EM PO NINHO INSTANTANEO (INTEGRAL) LEITE EM PO NESTOGENO (2. SEMESTRE) (INTEGRAL) LEITE EM PO LACTOGENO (INTEGRAL) LEITE EM PO NANON (INTEGRAL) LEITE EM PO FRIGOR
	Desengordurado	LEITE EM PO DESENGORDURADO LEITE EM PO PELARGON (DESENGORDURADO) LEITE EM PO ELEDON (DESENGORDURADO) LEITE EM PO MOCOCA (DESENGORDURADO) LEITE EM PO DESNATADO (DESENGORDURADO) LEITE EM PO SEMILKO (DESENGORDURADO) LEITE EM PO NESTOGENO (1. SEMESTRE) (DESENGORDURADO) LEITE EM PO MOLICO (DESENGORDURADO) LEITE EM PO PRODIETON (DESENGORDURADO) LEITE EM PO DESNATADO
	Não-especificado	LEITE EM PO (NAO ESPECIFICADO)
LEITE FLUIDO	Pasteurizado	LEITE DE VACA PASTEURIZADO LEITE TIPO B LEITE TIPO C LEITE ESPECIAL LEITE LONGA VIDA LEITE GLUT (LONGA VIDA) LEITE TIPO A LEITE DESNATADO LEITE ESTERILIZADO LEITE INTEGRAL LEITE PASTEURIZADO LEITE SEMI DESNATADO LEITE (NAO ESPECIFICADO)
	Fresco	LEITE DE VACA FRESCO (IN NATURA) LEITE DA ROCA LEITE DE CABRA LEITE DE BUFALA LEITE DE JUMENTA

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
MACARRÃO	Sem ovos	MACARRAO SEM OVOS MACARRAO DE GLUTEN SEM OVOS MACARRAO DE SEMOLA SEM OVOS MACARRAO DE SEMOLINA SEM OVOS MACARRAO DE SOPA SEM OVOS MASSA SEM OVOS MASSA DE GLUTEN SEM OVOS MASSA DE SEMOLA SEM OVOS MASSA DE SEMOLINA SEM OVOS MASSA DE SOPA SEM OVOS TALHARIM SEM OVOS SPAGHETTI SEM OVOS ESPAGUETE SEM OVOS ALETRIA SEM OVOS MIOJO MACARRAO INSTANTANEO MACARRAO PARAFUSO SEM OVOS MACARRAO COM ESPINAFRE MACARRAO COM CENOURA MACARRAO COM MILHO MACARRAO INTEGRAL MACARRAO PASTEURIZADO MACARRAO PICADO MACARRAO PRE-COZIDO MACARRAO SEM COLESTEROL MACARRAO VITAMINADO MASSA INSTANTANEA
	Com ovos	MACARRAO COM OVOS MACARRAO DE GLUTEN COM OVOS MACARRAO DE SEMOLA COM OVOS MACARRAO DE SEMOLINA COM OVOS MACARRAO DE SOPA COM OVOS MASSA COM OVOS MASSA DE GLUTEN COM OVOS MASSA DE SEMOLA COM OVOS MASSA DE SEMOLINA COM OVOS MASSA DE SOPA COM OVOS TALHARIM COM OVOS SPAGHETTI COM OVOS ESPAGUETE COM OVOS ALETRIA COM OVOS MACARRAO PARAFUSO COM OVOS
	Não-especificado	MACARRAO (NAO ESPECIFICADO) MACARRAO CASEIRO MACARRAO COM SEMOLA (NAO ESPECIFICADO) ESPAGUETE (NAO ESPECIFICADO) MACARRAO PARAFUSO (NAO ESPECIFICADO) TALHARIM (NAO ESPECIFICADO) MASSA DE SEMOLA (NAO ESPECIFICADA) MASSA DE SOPA (NAO ESPECIFICADA) MASSA (NAO ESPECIFICADA)

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
MANTEIGA		MANTEIGA COM OU SEM SAL MANTEIGA COM SAL MANTEIGA SEM SAL MANTEIGA DA TERRA MANTEIGA DE GARRAFA MANTEIGA DE LEITE MANTEIGA VEGETAL MANTEIGA DE PORCO
MARGARINA		MARGARINA VEGETAL COM OU SEM SAL MARGARINA COM OU SEM SAL MARGARINA DIET COM OU SEM SAL MARGARINA COM SAL MARGARINA DE MILHO MARGARINA DE SOJA MARGARINA LIGHT MARGARINA SEM SAL
PÃO FRANCÊS		PAO FRANCES PAO DE AGUA PAO DE HAMBURGUER BISNAGA PAO DE SAL PAO DE TRIGO PAO CACETINHO PAO SUICO PAO CARECA PAO FILAO PAO DE SEMOLINA PAO BENGALA PAO BISNAGA BENGALA PAO SOVADO PAO SOVADO CABRITO PAO SIRIO PAO FRANCES BISNAGA PAO DE CHA PAO PROVENCAL PAO MASSA FINA PAO VITA SALGADO PAO CARIOQUINHA PAO PRESUNTO PAO DE BANHA PAO BANQUETE PAO BAQUETE PAO BAGUETE PAO ARABE PAO CARTEIRA (SALGADO) PAO SEDA PAO TABICA PAO PALITO PAO SACADURA PAO BAIANO PAO MANUAL

PÃO FRANCÊS		MINI PAO MINI PAO FRANCES MINI BAGUETE MINI BENGALA PAO MASSA GROSSA PAO PIZZA PAO RECHEADO (SALGADO) PAO CIABATA PAO CERVEJINHA PAO DE CARA PAO PORTUGUES PAO SERIDO
--------------------	--	--

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
SUÍNO	Carré	CARRE DE PORCO CHULETA DE PORCO COSTEleta DE PORCO PALETA DE PORCO BISTECA DE PORCO
	Pernil	PERNIL DE PORCO COXAO DE PORCO QUARTO DE PORCO
	Costela	COSTELA DE PORCO COSTELINHA DE PORCO
	Lombo	LOMBO DE PORCO LOMBINHO DE PORCO CARNE DE PORCO SEM OSSO (NAO ESPECIFICADA) CARNE DE PORCO DE PRIMEIRA (NAO ESPECIFICADA) LOMBO DE PORCO RECHEADO E TEMPERADO ALCATRA DE PORCO
	Toucinho fresco	TOUCINHO TOUCINHO FRESCO TOUCINHO DE TORRESMO PELE DE PORCO FRESCA
	Outras carnes suínas com e sem osso	CARNE DE PORCO NAO ESPECIFICADA CARNE DE PORCO COM OSSO (NAO ESPECIFICADA) ARRASTO DE PORCO (VISCERAS,MIUDOS,FRISSURAS) CARNE DE PORCO NAO ESPECIFICADA RABO DE PORCO RABINHO DE PORCO CABECA DE PORCO ORELHA DE PORCO FRESCA OSSO DE PORCO OSSADA DE PORCO MOCOTO (DE PORCO) PORCO VIVO NARIZ DE PORCO PE DE PORCO FRESCO APARA (CARNE DE PORCO)

SUÍNO	Outras carnes suínas com e sem osso	LIMPEZA (CARNE DE PORCO) BISTECA NAO ESPECIFICADA JOELHO DE PORCO CARNE DE PORCO DE SEGUNDA MUSCULO DE PORCO ORELHA DE PORCO NAO ESPECIFICADA CARCACA DE PORCO CARNE DE PORCO EM BIFE ORELHA E PE DE PORCO
	Porco Eviscerado	PORCO OU LEITAO MORTO (EVISCERADO) LEITAO MORTO (EVISCERADO) PORCO ABATIDO
	Costela salgada	COSTELA DE PORCO SALGADA
	Salsicha	SALSICHA (VAREJO) SALSICHA (PACOTE) SALSICHAO (VAREJO) SALSICHAO (PACOTE)
	Pé Salgado	PE DE PORCO SALGADO CHISPE SALGADO CHISPE
	Toucinho defumado	TOUCINHO DE PORCO DEFUMADO BACON (VAREJO) TOUCINHO DEFUMADO BACON (EMBALADO) BACON BACON DEFUMADO RETALHO DE BACON
	Carnes Salgadas	CARNE DE PORCO SALGADA ORELHA DE PORCO SALGADA LOMBO DE PORCO SALGADO COPA DE PORCO SALGADA RABO DE PORCO SALGADO TOUCINHO DE PORCO SALGADO TOUCINHO SALGADO CARNE SALGADAS DE FEIJOADA MISTURA DE CARNES SALGADAS DE FEIJOADA CARNE SALGADA NAO ESPECIFICADA
	Lingüiça	LINGUICA (VAREJO) LINGUICA (PACOTE) LINGUICA PARA CHURRASCO LINGUICA (NAO ESPECIFICADA) LINGUICA CALABREZA LINGUICA DE PORCO LINGUICA DEFUMADA LINGUICA MISTA LINGUICA TOSCANA
	Paio	PAIO CODEGUIM


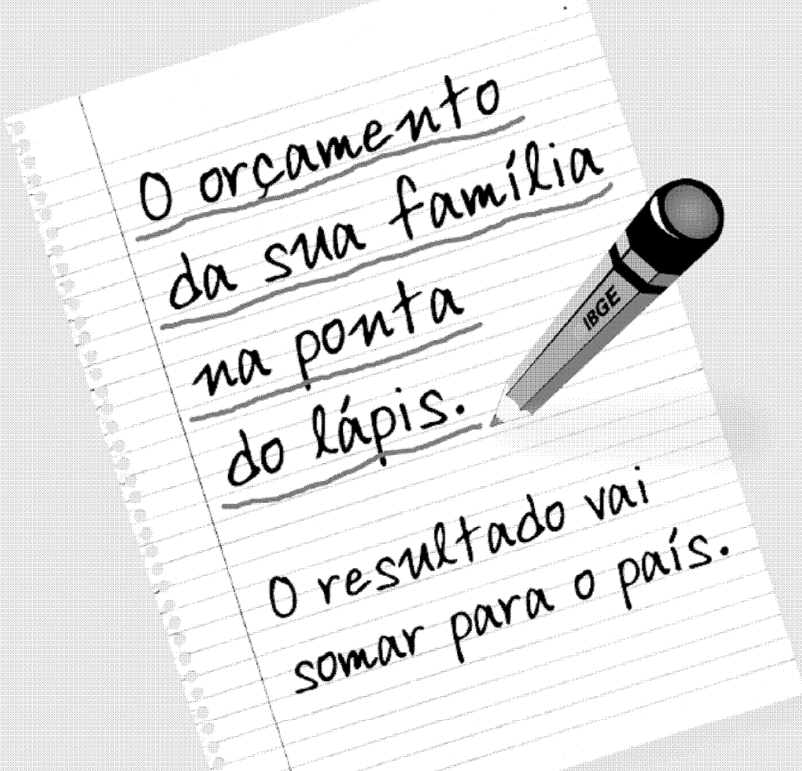
SUÍNO	Mortadela	MORTADELA MORTADELA DE BOI MORTADELA DE FRANGO MORTADELA DE PORCO MORTADELA FATIADA (NAO ESPECIFICADA) RETALHO DE MORTADELA MORTADELA BOLONHESA MORTADELA DE CHESTER MORTADELA DE GALINHA MORTADELA DE PERU MORTADELA DEFUMADA MORTADELA LIGHT MORTADELA MISTA
	Salame	SALAME SALAMINHO
	Outras Carnes suínas	CARNE DE PORCO EM CONSERVA FIAMBRADA DE PORCO VIANDADA DE PORCO KITUTE DE PORCO PRESUNTADA QUITUTE DE PORCO FIAMBRE AFIAMBRADO SALSICHA EM CONSERVA MORTADELA EM CONSERVA CARNE DE PORCO DEFUMADA ORELHA DE PORCO DEFUMADA LOMBO DE PORCO DEFUMADO COPA DE PORCO DEFUMADA COSTELA DE PORCO DEFUMADA CHISPE DEFUMADO PE DE PORCO DEFUMADO RETALHO PARA PIZZA (MISTURA DE PRESUNTO, MORTADELA, QUEIJO, ETC.) QUEIJO E PRESUNTO (RETALHOS PARA PIZZA) PRESUNTO E QUEIJO (RETALHOS PARA PIZZA) CHOURICO MORCELA MORCILHA QUEIJO DE PORCO (MORCELA) PATE DE PRESUNTO EMBUTIDO PASTA DE PRESUNTO EMBUTIDA PURURUCA PELE DE PORCO PREPARADA

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
QUEIJOS	Prato	QUEIJO PRATO QUEIJO TIPO LANCHE QUEIJO COLONIAL
	Mussarela	QUEIJO MUZARELLA MUZARELLA MUSSARELA QUEIJO MUSSARELA MUSSARELA FATIADA RETALHO DE MUSSARELA MUSSARELA DE BUFALA MUSSARELA LIGHT
	Minas	QUEIJO DE MINAS QUEIJO MINAS QUEIJO DE MANTEIGA QUECHIMIA QUEIJO DE COALHO QUEIJO TIPO MINAS QUEIJO MINAS CURADO QUEIJO CANASTRA QUEIJO DE MINAS CURADO QUEIJO DO SERRO QUEIJO CATIARA
	Parmesão	QUEIJO PARMEZON QUEIJO PARMEZAO QUEIJO RALADO
	Não especificado	QUEIJO (NAO ESPECIFICADO)
	Outros	QUEIJO DO REINO QUEIJO PALMIRA QUEIJO CUIA QUEIJO RICOTA QUEIJO PROVOLONE QUEIJO CAMEMBERT QUEIJO ROQUEFORT QUEIJO DE MARAJÓ QUEIJO POLENGUINHO QUEIJO FUNDIDO QUEIJO PASTEURIZADO QUEIJO PASTEURIZADO POLENGUINHO QUEIJO DE SOJA TOFU (QUEIJO DE SOJA) OTOFU (QUEIJO DE SOJA) QUEIJO DE FEIJAO SOJA QUEIJO GORGONZOLA OUTROS QUEIJOS QUEIJO SUICO QUEIJO DE TRANCA QUEIJO CAVALO QUEIJO TIPO GOLDA QUEIJO QUARCK QUEIJO TIPO QUARCK QUEIJO MAASDAMER (SUICO) QUEIJO FOL EPI (SUICO)

CATEGORIA	SUBGRUPO	PRODUTO
TOMATE		TOMATE TOMATE PAULISTA TOMATE MACA TOMATE PERA TOMATE JAPONES TOMATE VERDE TOMATE CAQUI

ANEXO 3

Caderneta de despesa coletiva da POF 2002/2003

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão  Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Diretoria de Pesquisas Departamento de Índice de Preços Gerência de Pesquisas Básicas Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003 POF 3 - Caderneta de Despesa Coletiva		62 IDENTIFICAÇÃO E CONTROLE DO QUESTIONÁRIO					
01	Nº DO SETOR	02	Nº DE ORDEM NA LISTAGEM	03	PERÍODO TEÓRICO	04	PERÍODO REAL
	_ _ _ _		_ _ _ _		_		_
05	Nº DE CONTROLE	06	CÓDIGO DO DOMICÍLIO	07	Nº DA UC	08	Nº DE ORDEM DO INFORMANTE
	_ _ _ _		_		_		_
NOME DO INFORMANTE _____							
09	INÍCIO E TÉRMINO DO PREENCHIMENTO				10	TOTAL DE DIAS PESQUISADOS	
	_ _ _ _	A	_ _ _ _			_	
Prezado(a) senhor(a), A sua colaboração no preenchimento diário desta caderneta representa uma efetiva contribuição para o sucesso da pesquisa de orçamentos familiares. Recordamos que as informações prestadas serão usadas exclusivamente para fins estatísticos e serão mantidas em sigilo, conforme estabelecido na lei 5.534 de 14/11/1968. Muito obrigado por sua colaboração.							
							
PERÍODO DE REFERÊNCIA PERÍODO DE 7 DIAS _ _ _ _ A _ _ _ _				FORMA DE OBTENÇÃO Escreva nesta coluna, o código correspondente à Forma de Obtenção para cada um dos produtos relacionados: 1 - Monetária à vista para a Unidade de Consumo 2 - Monetária à vista para Outra Unidade de Consumo 3 - Monetária à prazo para a Unidade de Consumo 4 - Monetária à prazo para Outra Unidade de Consumo 5 - Doação 6 - Retirada do Negócio 7 - Troca 8 - Produção Própria 9 - Outra			

INSTRUÇÕES PARA O PREENCHIMENTO

ANOTE NESTA CADERNETA TODAS AS DESPESAS COM:

ALIMENTOS E BEBIDAS
ARTIGOS DE HIGIENE PESSOAL E DE LIMPEZA DOMÉSTICA
COMBUSTÍVEIS DE USO DOMÉSTICO (EXCETO GÁS E LENHA)
COMIDA E ARTIGOS PARA ANIMAIS
OUTRAS PEQUENAS COMPRAS (VELA, PILHA, LÂMPADA, ETC.)

O PREENCHIMENTO DE CADA COLUNA DEVE SER FEITO DA SEGUINTE FORMA:

DESCRIÇÃO DETALHADA DO PRODUTO

Escreva, nesta coluna, a descrição completa do produto adquirido (comprado, doado, de produção própria, trocado, etc.)

Exemplos: pão francês
banana-prata
arroz polido
leite pasteurizado
biscoito doce

QUANTIDADE

Escreva, nesta coluna, a quantidade adquirida do produto.

Exemplos: 2 (2 quilos de arroz polido)
1 (1 dúzia de tangerina)
500 (500 gramas de presunto)
1 (1 lata de 500 ml de azeite)

VALOR

Escreva, nesta coluna, o total da aquisição do produto. Considere os centavos.

Inclua todos os gastos realizados, inclusive os de pequeno valor.

UNIDADE DE MEDIDA

(descrição detalhada)

Escreva, nesta coluna, a unidade de medida pela qual o produto foi adquirido. Registre o peso ou volume da unidade, sempre que for possível.

Exemplos: pacote de 500 gramas
lata de 350 mililitros
garrafa de 720 mililitros
unidade de 50 gramas
caixa de 200 gramas
lata de 400 gramas
grama
quilo
litro
dúzia

LOCAL DE COMPRA

Escreva, nesta coluna, o nome do local de compra onde o produto foi adquirido.

Exemplos: supermercado
vendedor ambulante
padaria
lancheonete
açougue
peixaria
feira-livre ou feira
drogaria

ATENÇÃO

PARA OS PRODUTOS ABAIXO RELACIONADOS, AS ANOTAÇÕES DEVEM SER FEITAS DA SEGUINTE FORMA:

ARROZ	Arroz polido, arroz integral, arroz com casca, etc.
FEIJÃO	Feijão-preto, feijão-jalo, feijão-mulatinho, feijão-macassar, feijão-roxo, etc.
CARNE DE BOI	Alcatra, pã, contra-filé, costela de boi, chã-de-dentro, patinho, etc.
CARNE DE PORCO	Lombinho de porco, costelinha de porco, biateca de porco, etc.
PEIXE	peixe sardinha inteiro, peixe badejo em postas, etc. (iniciar pela palavra peixe)
FILÉ DE PEIXE	Filé de peixe badejo fresco, filé de peixe merluza congelado, filé de peixe pescada embalado congelado, etc.
AVES	Frango vivo, frango abatido, frango congelado, coxa de frango, pato abatido, etc.
PÃO	Pão francês, pão doce, pão de forma, etc.
LEITE	Leite de vaca pasteurizado, leite de vaca "in natura", leite em pó integral, etc.
MACARRÃO	Macarrão com ovos, talharim sem ovos, espaguete com ovos, macarrão instantâneo, etc.
ÓLEO	Óleo de soja, óleo de milho, óleo de algodão, óleo de girassol, óleo de granola, etc.
BISCOITO	Biscoito salgado, biscoito doce, rosca doce, rosca salgada, etc.
CAFÉ	Café moído, café solúvel, café descafeinado, etc.
AÇÚCAR	Açúcar refinado, açúcar cristal, açúcar demerara, açúcar mascavo, etc.
SAL	Sal refinado, sal grosso, etc.
QUEIJO	Queijo-de-minas, queijo prato, queijo mussarela, queijo gorgonzola, etc.
LARANJA	Laranja-pêra, laranja-seleta, laranja-da-baía, laranja-lima, etc.
BANANA	Banana-prata, banana-maçã, banana-da-terra, banana-nanica, etc.
REFRIGERANTE	Refrigerante de cola, refrigerante de guaraná, refrigerante de laranja, etc. (iniciar pela palavra refrigerante)

GUIA DE REGISTRO DE COMPRAS

PRINCIPAIS ALIMENTOS E BEBIDAS

LEITE

De vaca pasteurizado
De vaca 'in natura'
Em pó integral
Em pó desnatado
Condensado

DERIVADOS DO LEITE

Iogurte
Manteiga
Creme de leite
Requeijão
Queijo prato
Queijo ralado
Queijo minas
Queijo provolone

FARINHAS

Láctea
Maizena
Fubá
De rosca
De soja
Neston
De trigo
De mandioca
De aveia
Sustagem

PÃO

Francoís
De milho
De forma
Doce
De queijo
De rabanada
De centeio
Integral

BISCOITO E BOLO

Biscoito doce
Biscoito salgado
Bolo industrializado
Rosca doce
Rosca salgada

AÇÚCAR

Cristal
Refinado
Demerara
Adoçante artificial
Mascavo

CAFÉ

Moido
Solúvel
Descafeinado
De cevada

MASSAS

Macarrão com ovos
Macarrão sem ovos
Massa para pastel
Massa com ovos para sopa
Massa para pizza
Talharim com ovos

TEMPEROS

Sal grosso
Sal refinado
Pimenta-do-reino
Massa de tomate
Alho
Vinagre de vinho
Vinagre de álcool
Maionese
Caldo de carne
Caldo de galinha

ÓLEOS E GORDURAS

Azeite de oliva
Azeite de dendê
Gordura vegetal
Óleo de soja
Óleo de girassol
Óleo de milho
Óleo de amendoim
Óleo de arroz
Banha de porco

CARNES FRESCAS E CONGELADAS

Lombinho de porco
Costelinha de porco
Alcatra
Patinho
Chã-de-dentro
Músculo
Contrito-filé
Carne moída de segunda
Fígado de boi
Rabada
Mocotó

DERIVADOS DE CARNE

Toucinho de porco
Salsicha em conserva
Mortadela
Lingüiça
Carne-seca
Presunto
Salaminho
Patê de carne
Patê de presunto

PESCADOS

Camarão congelado
Peixe sardinha inteiro fresco
Peixe pescada amarela em postas
Filé de peixe pescada congelado
Caranguejo
Siri
Lula
Filé de peixe merluza congelado

AVES

Franco vivo
Peru abatido
Peito de frango
Frango congelado
Fígado de galinha
Asa de galinha

OVOS

De galinha
De codorna
De pato
De peru

FEIJÃO

Roxo
Preto
Mulatinho
Carioquinha
Fradinho
Rajado

VERDURAS, LEGUMES E TUBERCULOS

Batata-inglesa
Ervilha em conserva
Palmito em conserva
Alface
Abóbora
Cenoura
Tomate
Pimentão

FRUTAS

Maçã
Abacaxi
Laranja-lima
Banana-prata
Melão
Tangerina

BEBIDAS

Suco de fruta
Refrigerante de guaraná
Refrigerante de coca
Vinho tinto
Chá-mate
Aguardente
Cerveja
Água mineral

DOCES

Geléia de frutas
Sorvete
Gelatina
De frutas em calda
Bala
Bombom

REFEIÇÃO PRONTA

Marmita
Quentinha
Comida congelada
Frango assado
Salgadinho

OUTROS PRODUTOS

ALIMENTOS E ARTIGOS PARA ANIMAIS

Ração para cão
Ração para gato
Sabão para cão
Milho para galinha
Corrente para animal
Galiola para passarinho

ARTIGOS DE HIGIENE PESSOAL E DE LIMPEZA

Creme dental
Fio dental
Escova de dentes
Sabonete
Desodorante
Absorvente higiênico
Xampu
Creme para barba
Pincel para barba
Lâmina de barbear
Detergente
Sabão em pó
Vassoura
Cera
Alcool

ARTIGOS DE PAPEL

Copo
Prato
Coador
Guardanapo
Lenço
Papel-toalha

ARTIGOS DE ILUMINAÇÃO E PILHA

Vela
Fósforos
Lâmpada

FLORES NATURAIS

Rosa
Cravo
Margarida
Violeta

