

MODELO DE SELEÇÃO PROBABILÍSTICA ENTRE PRODUTOS ALIMENTÍCIOS

J. Cipriano *
F. Botelho **

S. A. Brandt ***
J. J. S. Lemos ****

RESUMO

De um ponto de vista **econométrico**, os resultados do estudo foram **satisfatórios**. Os sinais e valores das elasticidades calculadas da demanda dos onze grupos de produtos agrícolas foram, em geral, bastante coerentes com as expectativas **a priori**. Em conjunto, os resultados obtidos com o sistema de equações logit do dispêndio relativo foram superiores aos obtidos em pesquisas anteriores, que utilizaram sistemas lineares simples (LES) e expandidos (ELES) de dispêndio absoluto. Mostrou-se quais grupos de produtos agrícolas seriam direta ou inversamente afetados por uma piora no padrão de distribuição de renda dos consumidores, mantendo-se constante o nível médio de renda dos mesmos. Paralelamente, foram obtidas melhores estimativas de elasticidades-renda da demanda agrícola e melhores indicadores de ocorrência de economias ou deseconomias de escala no consumo destes grupos de produtos. Finalmente indicou-se que o nível de demanda de grupos de produtos agrícolas varia significativamente entre regiões do País.

Palavras-Chaves: Demanda agrícola, modelo logit multinomial, variáveis dependentes limitadas.

(*) Professor Assistente do Departamento de Matemática da U.F.V., Viçosa, MG.

(**) Professor Assistente do DEAE da UFBA, Cruz das Almas, BA.

(***) Professor Titular do Departamento de Economia Rural da MG.

(****) Professor Adjunto, UFPb, Campina Grande, PB.

1 – INTRODUÇÃO

A análise da demanda interna de produtos agrícolas é de crucial importância para um País como o Brasil, dada a natureza ainda grandemente agrícola de sua economia. As elasticidades da demanda interna determinam, de modo importante, a natureza do balanço de oferta e procura no mercado interno de produtos agrícolas, que constitui, sem dúvida, um segmento relevante da economia nacional. Uma política agrícola efetiva precisa basear-se em estimativas cada vez mais fidedignas das elasticidades de demanda dos produtos oriundos do setor. De um ponto de vista teórico, as estimativas dessas elasticidades são de especial interesse para a compreensão da natureza da demanda do consumidor, numa economia em transição. Tem sido sugerido que, em níveis de pobreza relativa, dever-se-ia esperar que as elasticidades-renda da demanda fossem relativamente altas, para produtos básicos de alimentação. Uma segunda sugestão é a de que políticas e programas de redistribuição de renda, promovendo redução (aumento) dos níveis de renda dos estratos mais ricos (pobres) da população, tenderiam a afetar, de modos diversos, os níveis de consumo **per capita** e agregado, de diferentes produtos agrícolas. Outro problema que merece uma análise mais minuciosa é o possível impacto de políticas de redução da taxa de natalidade da população, sobre o tamanho médio das unidades de consumo (famílias) e, por meio desta variável, sobre o nível de consumo **per capita** de produtos agrícolas.

Conquanto os efeitos de nível de renda e de tamanho da unidade de consumo tenham sido analisados em pesquisas anteriores, realizadas no País, o foram no contexto restrito de sistemas lineares, que não garantiam, automaticamente, o atendimento de determinadas exigências da teoria neoclássica de comportamento do consumidor, como as condições de agregação de Cournot e Engel.^{3, 8, 9}

Os objetivos do presente estudo são estimar elasticidades-renda e avaliar os efeitos de tamanho da unidade familiar, grau de desigualdade da distribuição de renda e localização geográfica, sobre o consumo de onze grupos de produtos agrícolas (cereais, tubérculos e raízes, açúcares, leguminosas e oleaginosas, hortaliças, frutas, carnes e pescado, ovos e laticínios, óleos e gorduras, bebidas e fumo), para o País como um todo.

2 – METODOLOGIA

A teoria neoclássica do comportamento do consumidor se baseia na maximização restrita de uma função de utilidade

bem definida e côncava. Estas propriedades asseguram a existência de um máximo único e impõem diversas restrições às equações de demanda, tais como as de homogeneidade de grau zero em preços e renda, simetria, (restrição de Slutsky), condição de Engel e condição de Cournot. Estas duas últimas restrições são também conhecidas como **condições de agregação**.

Visto que as condições de agregação decorrem da restrição orçamentária, elas são garantidas por quaisquer modelos que satisfaçam a restrição orçamentária. Um destes modelos expressa as parcelas orçamentárias na forma logística:

$$s_i = \frac{e^{f_i(y, p_1, \dots, p_n, z_1, \dots, z_r)}}{\sum_{j=1}^n e^{f_j(y, p_1, \dots, p_n, z_1, \dots, z_r)}} \quad (I)$$

na qual $i = 1, 2, \dots, n$; s_i é a parcela orçamentária alocada ao bem i , isto é, $s_i = p_i q_i / y$; y é o indicador de renda permanente dos consumidores, tendo como **proxi** o dispêndio total com os n bens; p_i é o preço do i -ésimo bem; z_r é a r -ésima característica sócio-demográfica da unidade de consumo; e $f_i(\dots)$ é a notação geral de uma função não especificada de argumentos, que é linear em parâmetros desconhecidos.^{10, 12}

Convertendo-se o modelo num sistema de equações de demanda e, por conveniência, omitindo-se os argumentos, obtém-se:

$$q_i = \frac{y s_i}{p_i} = \frac{e^{f_i + \ln(y) - \ln(p_i)}}{\sum_{j=1}^n e^{f_j}} \quad (II)$$

na qual $i = 1, 2, \dots, n$.

Desta expressão pode-se derivar as elasticidades-renda (n_{iy}), as elasticidades-preço (n_{ii}), as elasticidades-cruzadas

(n_{ik}) , e as elasticidades de dada características das unidades de consumo (n_{iz}) , para o i -ésimo bem:

$$n_{iy} = y \left[\frac{\partial f_i}{\partial y} - \sum_{j=1}^n E^s_j \frac{\partial f_j}{\partial y} \right] + 1 \quad (III)$$

$$n_{ii} = p_i \left[\frac{\partial f_i}{\partial p_i} - \sum_{j=1}^n E^s_j \frac{\partial f_j}{\partial p_i} \right] - 1 \quad (IV)$$

$$n_{ik} = p_k \left[\frac{\partial f_i}{\partial p_k} - \sum_{j=1}^n E^s_j \frac{\partial f_j}{\partial p_k} \right], \text{ para } k \neq i \quad (V)$$

$$n_{iz} = z_r \left[\frac{\partial f_i}{\partial z_r} - \sum_{j=1}^n E^s_j \frac{\partial f_j}{\partial z_r} \right] \quad (VI)$$

As expressões destas elasticidades apresentam propriedades especiais. Por exemplo, a diferença entre y ($\partial f_i/\partial y$) e a soma ponderada de todos os termos similares ($\sum E^s_j y \partial f_j/\partial y$) é a quantidade pela qual a elasticidade-renda difere da unidade, isto é, de +1. Visto que a soma ponderada de todos os termos similares depende das parcelas orçamentárias (s_j), as elasticidades-renda não são constantes e se aproximam do valor +1, pela direita ou pela esquerda, na medida em que aumenta a parcela do bem, no orçamento total. De modo similar, as elasticidades-preço tendem para o valor -1, e as elasticidades cruzadas e as elasticidades de características da unidade de consumo se aproximam de zero, na medida em que aumenta a parcela do bem, no orçamento total. Além disso, estas expressões ilustram

o fato de que as condições de agregação de Engel e de Cournot são automaticamente satisfeitas, uma vez que:

$$\sum_{i=1}^n s_i^n = 1 \quad (VII)$$

e

$$\sum_{i=1}^n s_i^n = -s_j \quad (VIII)$$

O modelo empírico resultante, para apenas um corte seccional (período 1974-75) consiste de onze equações contendo seis parâmetros desconhecidos em cada uma delas:

$$\begin{aligned} \ln (s_i/s_{12}) = & (B_{0i} - B_{012}) + (B_{1i} - B_{112}) \ln y + \\ & + (B_{2i} - B_{212}) \ln t + (B_{3i} - B_{312}) \ln d + \\ & + (B_{4i} - B_{412}) r_1 + (B_{5i} - B_{512}) r_2 + \\ & + \ln (e_i - e_{12}) \end{aligned} \quad (IX)$$

onde $i = 1, 2, \dots, 11$; y é o dispêndio total real per capita dos consumidores, expresso em cruzeiros de 1974, por ano; t é o tamanho da unidade familiar, expresso em número de indivíduos; d é o índice de desigualdade da distribuição de renda; r_1 e r_2 são variáveis artificiais indicadoras de distribuição geográfica Região Norte: $r_1 = 1, r_2 = 0$; Região Nordeste: $r_1 = 0, r_2 = 1$; Região Centro-Sul: $r_1 = r_2 = 0$; $B_{0i}, B_{1i}, B_{2i}, \dots, B_{5i}$ são os parâmetros a serem estimados; e $(e_i - e_{12})$ é um termo de erro estocástico que, por suposição, é normal e independentemente distribuído, com média zero e variância constante.

O modelo representado por (IX) é estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO), para cada uma das onze equações tomadas separadamente. Visto que todas as onze equações têm as mesmas variáveis explicativas, não se impõem restrições entre equações, e pressupõe-se que os termos de erro não sejam correlacionados entre equações e que sejam homocedásticos, estas estimativas são equivalentes às estimativas de mínimos quadrados generalizados (MQG) do sistema completo.

QUADRO 1 — Equações Logit de Dispendio com Produtos Agrícolas, Brasil, 1974-75

Variável Dependente ^a	$(B_{01} - B_{012})$	Variável Explicativa ^b					\bar{R}^2	F	t_g
		y	d	t	r_1	r_2			
$\ln s_1 / s_{12}$	3,3917	-0,7721** (0,0173) [44,6301]	-0,4163 (0,3530) [1,1793]	1,1754** (0,0722) [16,2798]	0,0986** (0,0373) [2,6434]	-0,3061** (0,0553) [5,5353]	0,972	424,40***	0,125
$\ln s_2 / s_{12}$	2,5672	-0,8123** (0,0529) [15,3554]	-0,8026 (1,0789) [0,7439]	1,1912** (0,2206) [5,3998]	-0,1848 (0,1141) [1,6196]	0,2984* (0,1689) [1,7667]	0,841	66,42***	1,917*
$\ln s_3 / s_{12}$	0,7044	-0,7657** (0,0215) [35,6140]	0,8974** (0,4393) [2,0428]	1,0357** (0,0898) [11,5334]	0,2972** (0,0465) [6,3914]	0,1051 (0,0688) [1,5276]	0,959	291,42***	0,918
$\ln s_4 / s_{12}$	4,0216	-0,9501** (0,0178) [53,3764]	0,2898 (0,3639) [0,7964]	0,7174** (0,0744) [9,6425]	0,0831** (0,0385) [2,1584]	0,3398** (0,0570) [5,9614]	0,984	740,39***	0,132
$\ln s_5 / s_{12}$	-1,3297	-0,4467** (0,0217) [20,5853]	0,2862 (0,4435) [0,6453]	0,9488** (0,0907) [10,4609]	0,2143** (0,0469) [4,5693]	-0,4303 (0,0694) [6,2003]	0,875	90,02***	2,860***
$\ln s_6 / s_{12}$	-5,1416	-1,1653** (0,0244) [47,7582]	1,1968** (0,4978) [2,4042]	0,8865** (0,1018) [8,7083]	0,0330 (0,0527) [0,6282]	0,1441* (0,0779) [1,8498]	0,702	30,18***	1,205

Fonte: CIPRIANO, 1983.

(a) Onde $s_1, s_2, s_3, s_4, s_5, s_6, s_{12}$ são parcelas orçamentárias de cereais, raízes e tubérculos, açúcares, leguminosas e oleaginosas, hortaliças, frutas, e outros, respectivamente.

(b) Onde y é o dispendio total; d é o Índice de desigualdade da distribuição da renda; t é o tamanho da UF; r_1 e r_2 são variáveis artificiais indicadoras de regiões geográficas; F é a estatística F, t_g é o teste de Glejser; *, ** e *** indicam significância, aos níveis 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente (testes bilaterais). Valores entre parênteses são erros-padrão e valores entre colchetes são estatísticas t de Student.

QUADRO 2 - Equações Logit de Dispendio com Produtos Agrícolas, Brasil, 1974-75

Variável Dependente ^a	$(B_{0i} - B_{012})$	Variável Explicativa ^b					\bar{R}^2	F	t_g
		y	d	t	r_1	r_2			
$\ln s_7 / s_{12}$	- 0,0255	- 0,3715** (0,0246) [15,1016]	-0,3719 (0,5010) [0,7423]	1,0040** (0,1024) [9,8047]	-0,0493 (0,0530) [0,9302]	0,1532* (0,0784) [1,9541]	0,849	70,62 ***	0,899
$\ln s_8 / s_{12}$	- 1,0914	- 0,3124** (0,0190) [16,4421]	-1,1661** (0,3874) [3,0101]	0,9303** (0,0792) [11,7462]	0,1621** (0,0410) [3,9537]	0,1255** (0,0606) [2,0710]	0,854	73,70 ***	3,236 ***
$\ln s_9 / s_{12}$	1,2397	- 0,7372** (0,0284) [25,9577]	0,3984 (0,5793) [0,6877]	1,2711** (0,1184) [10,7356]**	0,1927** (0,0613) [3,1436]	- 0,9980** (0,0907) [11,0033]	0,920	142,97 ***	0,662
$\ln s_{10} / s_{12}$	1,6679	- 0,5690** (0,0163) [34,4848]	-1,0219** (0,3357) [3,0441]	0,6201** (0,0686) [9,0394]**	0,1195** (0,0355) [3,3662]	- 0,0785 (0,0526) [1,4924]	0,955	265,73 ***	2,225 **
$\ln s_{11} / s_{12}$	- 1,1077	- 0,3352** (0,0364) [9,2088]	- 0,2487 (0,7420) [0,3352]	0,5192** (0,1517) [3,4225]**	- 0,0854 (0,0785) [1,0879]	- 0,3689** (0,1161) [3,1774]	0,585	18,59 ***	1,069

Fonte: CIPRIANO, 1983.

(a) Onde s_7 , s_8 , s_9 , s_{10} , s_{11} e s_{12} são as parcelas orçamentárias de carnes e pescado, ovos e laticínios, óleos e gorduras, bebidas, fumo, e outros, respectivamente.

(b) Onde y é o dispêndio total; d é o índice de desigualdade da distribuição de renda; t é o tamanho da UF; r_1 e r_2 são variáveis artificiais indicadoras de regiões geográficas; F é a estatística F, t_g é o teste de Glejser; *, ** e *** indicam significância, aos níveis 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente (testes bilaterais). Valores entre parênteses são erros-padrão e valores entre colchetes são estatísticas t de Student.

QUADRO 3 – Estimativas de Parcelas Orçamentárias Médias, Elasticidades-renda, Elasticidades de Desigualdade, Elasticidades de Tamanho e Economias de Escala, Brasil, 1974-75.

Grupo de Produtos (i)	Parcela Orçamentária ^a (\hat{s}_j)	Elasticidade-Renda (η_{jY})	Elasticidade de igualdade (η_{jD})	Desi- Elasticidade de Tama- nho (η_{jT})	Economias ^b de Escala (θ_j)
1. Cereais	0,0555	0,0680	-0,4835	1,1755	1,2435
2. Tubérculos e Raízes	0,0126	0,0278	-0,8698	1,1912	1,2190
3. Açúcares	0,0114	0,0744	0,8302	1,0357	1,1101
4. Leguminosas	0,0201	-0,1100	0,2226	0,7174	0,6074
5. Hortaliças	0,0142	0,3975	0,1622	0,9369	1,3344
6. Frutas	0,0092	-0,3252	1,1008	0,8865	0,5613
7. Carnes e Pescado	0,0680	0,4686	-0,4391	1,0040	1,4726
8. Ovos e Laticínios	0,0215	0,5277	-1,2333	0,9303	1,4580
9. Óleos e Gorduras	0,0196	0,1029	0,3312	1,2711	1,3740
10. Bebidas	0,0185	0,2711	-1,0891	0,6201	0,8912
11. Fumo	0,0149	0,5049	-0,3159	0,5192	1,0241
12. Outros	0,7345	0,8401	-0,0672	0,2603	1,1004

Fonte: CIPRIANO, 1983.

(a) Parcelas orçamentárias observadas são apresentadas nos Quadros 4M a 10M de CIPRIANO (1983).

(b) Iguais às somas das elasticidades-renda e de tamanho da UF.

QUADRO 4 – Estimativas Seleccionadas de Elasticidades-Renda de Demanda de Grupos de Produtos Agrícolas, Brasil, 1974-75

Grupos de Produtos	Fontes ^a			
	BRANDT e IKEHARA	SIMÕES e BRANDT	HOFFMANN e FURTUOSO	GRAY
1. Cereais	0,41	0,16	-0,16	-0,11 a 0,84
2. Tubérculos e Raízes	0,03	0,10	0,23	-0,81 a -0,02
3. Açúcares	0,31	0,20	0,06	0,03 a 0,86
4. Leguminosas e Oleaginosas	0,02	0,01	-0,31	-0,19 a 0,06
5. Hortaliças	0,73	0,41	0,46	0,26 a 1,52
6. Frutas	0,72	0,63	0,74	0,33 a 1,92
7. Carnes e Pescado	0,56	0,43	0,42	0,12 a 0,56
8. Ovos e Laticínios	0,80	0,51	0,42	0,34 a 1,43
9. Óleos e Gorduras	0,73	0,22	-0,04	0,17 a 1,87
10. Bebidas	0,52	0,36	0,50	...
11. Fumo	0,69	0,44	0,50	...

Fontes: BRANDT e IKEHARA, 1982; GRAY, 1982; HOFFMANN, 1981; IKEHARA e BRANDT, 1981; SIMÕES e BRANDT, 1981.

- (a) Os dados da primeira coluna se referem a estimativas ELES, para o País como todo; os dados da segunda coluna se referem a estimativas LES, para a Região Nordeste do Brasil; os dados da terceira coluna se referem a estimativas obtidas de funções poligonais log-inversas, para o Estado de São Paulo; e os dados da quarta coluna se referem a estimativas obtidas de funções lineares, log-log, log-quadráticas ou log-inversas, para o País como todo.

Os dados básicos de nível médio e de desigualdade da distribuição de renda (dispêndio total) e tamanho da unidade familiar, usados na presente pesquisa, foram obtidos de levantamentos (ENDEF) realizados em 1974-75, pela FIBGE, e se referem a dados agregados, por estrato de renda (dispêndio total), para o País como um todo.⁴

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos nas estimativas de MQO das onze equações logit de dispêndio relativo são apresentados nos Quadros 1 e 2. Como indicado anteriormente, todas as onze equações têm as mesmas variáveis explicativas e não se impõem restrições entre equações, as estimativas de MQO dos parâmetros de cada equação são equivalentes às estimativas de MQG do sistema completo.

As elasticidades-renda estimadas (Quadro 3) variam entre -0,33 (frutas) e 0,83 (outros bens e serviços). Dez, dentre as doze elasticidades-renda estimadas, se situam entre os limites zero e unidade, indicando que os respectivos grupos de produtos e serviços são considerados bens normais, pelo consumidor **representativo** ou **típico**. Leguminosas e oleaginosas e frutas, por outro lado, seriam considerados bens inferiores, pelo consumidor **típico** ou **representativo**. Este resultado, em parte, é coerente com a observação de GRAY,⁶ em estudo de demanda de alimentos, usando modelos uni-equacionais, com dados **idênticos** aos empregados no presente estudo, e com as estimativas obtidas de sistemas de equações translogarítmicas (translog) de preços, por ALVES e outros.²

As estimativas de elasticidade-desigualdade, obtidas no presente estudo, não apresentam termos para comparação, uma vez que, na medida do conhecimento disponível, são as únicas até então obtidas, quer no País, quer no exterior. Neste sentido, elas devem ser encaradas como **uma tentativa preliminar de avaliação** do impacto de mudanças, no padrão de desigualdade da distribuição de renda, sobre o consumo **per capita** de grupos de produtos alimentícios. Tal como evidenciado em estudos anteriores, o padrão de distribuição de renda, no País, no período de 1970-80, sofreu acentuada deterioração. Em síntese, uma piora no padrão de distribuição de renda faz com que se eleve o

nível de renda dos indivíduos dos estratos mais ricos, e se reduza o nível de renda dos indivíduos dos estratos mais pobres. Para bens normais, como ocorre com dez, dos doze grupos de produtos estudados, a piora no padrão de distribuição de renda provoca aumento no consumo **per capita** dos indivíduos dos estratos mais ricos, e redução no consumo **per capita** dos indivíduos dos estratos mais pobres da população. No caso de bens inferiores, os efeitos sobre o consumo **per capita** dos diferentes tipos de consumidores são opostos aos descritos anteriormente.

Os efeitos (elasticidades) de tamanho da unidade familiar sobre o consumo **per capita** de grupos de bens e serviços variam entre 0,26 e 1,27. Maiores elasticidades de tamanho da unidade familiar são observadas para óleos e gorduras, tubérculos e raízes, cereais, e carnes e pescado. Menores elasticidades de tamanho da unidade familiar, por outro lado, são constatadas nos casos de outros bens, fumo, bebidas, e leguminosas e oleaginosas.

Os somatórios das elasticidades-renda e elasticidades-tamanho da unidade familiar são indicadores de economias de escala no consumo de grupos de produtos e serviços. Estes somatórios são medidas exatas de economias de escala somente quando são iguais à unidade, indicando retornos constantes à escala. Noutros casos, servem apenas como indicadores de economias ou desenconomias de escala. O caso do fumo é o que mais se aproxima desta situação, uma vez que a soma das duas elasticidades (renda e tamanho) é igual a 1,02.

Finalmente, os resultados obtidos no presente estudo, apresentados nos Quadros 1 e 2, evidenciam (indiretamente) que a demanda de grupos específicos de produtos e serviços varia significativamente entre regiões geográficas do País. Em parte, estas diferenças geográficas (indiretamente indicadas), na demanda, refletem diferenças em hábitos, gostos e preferências dos consumidores destas regiões. Este resultado é coerente com a evidência empírica obtida em estudo anterior, sobre demanda regional agregada de alimentos, realizado por IKEHARA e BRANDT,⁸ usando um modelo com parâmetros variáveis, o qual mostrou que a elasticidade-renda da demanda **agregada** de alimentos varia significativamente entre estas três grandes regiões em que se dividiu o País. A evidência obtida por GRAY⁶ também apóia esta conclusão.

4 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 1 – AITCHINSON, J. & BROWN, J. **The lognormal distribution**. Cambridge, Cambridge University Press, 1957. 176p.
- 2 – ALVES, D.C.O.; DISCH, A.; EVENSON, R. E. The demand for food in Brazil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, (4º: 1982: Águas de São Paulo). Anais.... Brasília, 1982. p. 9-52
- 3 – BRANDT, S.A. & IKEHARA, I.C. Sistema linear de demanda: uma análise da Região Nordeste. **Revista de Economia Rural**, Brasília, **20** (2): 309-16, 1982.
- 4 – CIPRIANO, J. **Sistema completo de equações Logit de dispêndio de produtos agrícolas**. Viçosa, U.F.V., 1983. 75 p. Tese M.S.
- 5 – FORSYTH, F.E. The relationship between family size and family expenditure. **Journal of the Royal Statistical Society**, Ser. A, London, **123**(1): 367-97, 1960.
- 6 – GRAY, C.W. **Food consumption parameters for Brazil and their application to food policy**. Washington, D. C., International Food Policy Research Institute, 1982. 78 p.
- 7 – HOFFMAN, R & FURTUOSO, M. C. Determinação da elasticidade – renda da demanda de alimentos no Estado de São Paulo através de ajustamento de uma poligonal. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA (3º: 1981: Olinda). Anais... Rio de Janeiro, SBE, 1981. p. 452-72.
- 8 – IKEHARA, I. C. & BRANDT, S. A. Funções de demanda de alimentos com parâmetros variáveis: uma análise da região Sul do Brasil. **Semina**, Londrina, **7**(2): 131-5, 1981.
- 9 – SIMÕES, R. C. F. & BRANDT, S. A. Sistema completo de equações de demanda para o Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA (3º: 1981: Olinda). Anais ... Rio de Janeiro, SBE, 1981. p. 452-72.
- 10 – THEIL, H. A. A multinomial extension of the linear logit model. **International Economic Review**, Hiroshima, **10** (1): 251-9, 1969.

- 11 – TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica**, Bristol, **26** (1): 24-36, 1958.
- 12 – TYRRELL, T. & MOUNT, T. A nonlinear expenditure system using a linear specification. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, **64**(3): 540-6, 1982.

SUMMARY

From an econometric standpoint the results of this study were satisfactory. Signs and values of the calculated demand elasticities for eleven food product groups were, in general, rather consistent with **a priori** expectations. As a whole the results obtained were superior to those gathered from more restrictive models (LES and ELES) . It has been shown the effect of changes in income inequality patterns on consumers' demand. Besides, better estimates of income elasticities of demand and economies of size were obtained. Finally it was indicated that demand levels vary substantially among regions of the country.

Key Words: Farm demand, multinomial logit model, limited dependent variables.