

ESTIMAÇÃO DE EFEITOS DE MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE A DEMANDA DE ALIMENTOS COM APLICAÇÃO DE SISTEMA COM VARIÁVEIS DEPENDENTES LIMITADAS¹

JOÃO CIPRIANO², SERGIO ALBERTO BRANDT³ e SUSAN WONG⁴

RESUMO - De um ponto de vista econométrico, os resultados da análise foram satisfatórios. Os sinais e os valores das elasticidades calculadas de demanda dos onze grupos de produtos agrícolas foram, em geral, bastante coerentes com as expectativas *a priori*. Em conjunto, os resultados obtidos com ajuste do sistema de equações logit do dispêndio relativo foram superiores aos obtidos em pesquisas anteriores, que utilizaram sistemas lineares similares 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.

Termos para indexação: demanda agrícola, distribuição de renda, Brasil, variáveis dependentes limitadas.

ESTIMATION OF EFFECTS OF CHANGES IN INCOME DISTRIBUTION ON FOOD DEMAND, WITH APPLICATION OF A SYSTEM WITH LIMITED DEPENDENT VARIABLES

ABSTRACT - From an econometric standpoint the results of the analysis were satisfactory. Signals 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.

Index terms: farm demand, income distribution, Brazil, limited dependent variables.

INTRODUÇÃO

O estudo da procura interna de produtos agrícolas é de crucial importância para um País como o Brasil, dada a natureza ainda grandemente primária de sua economia. As elasticidades da demanda interna determinam, de modo importante, a na-

¹ Recebido em 03 de dezembro de 1984.

Aceito para publicação em 26 de dezembro de 1985.

² M.S. em Econ. Rural, Professor do Departamento de Matemática da Universidade Federal de Viçosa (DMA/CCE/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

³ Eng.^o Agr.^o, Ph.D., Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

⁴ B.S. em Física (cursando) - Universidade Federal de Viçosa - CEP: 36570 - Viçosa, MG.

tureza do balanço de oferta e procura no mercado interno de produtos agrícolas, que constitui, sem dúvida, um segmento importante da economia nacional. Uma política agrícola efetiva precisa basear-se em estimativas 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 tendo 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 (Brandt & Ikehara, 1982; Ikehara & Brandt, 1981; Simões & Brandt, 1981).

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

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.

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

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 da renda permanente dos consumidores, isto é, 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 $f_i(\cdot)$ é a notação geral de uma função não especificada de argumentos, que é linear em parâmetros desconhecidos (Theil, 1969; Tyrrell & Mount, 1982).

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

$$q_i = \frac{y s_i}{p_i} = \frac{e^{f_i + \ln(y) - \ln(p_i)}}{\sum_{j=1}^n e^{f_j}} \quad (2)$$

na qual $i = 1, 2, \dots, n$ (Cipriano, 1983).

Desta expressão pode-se derivar as elasticidades-renda (η_{iy}), as elasticidades-preço (η_{ii}), as elasticidades-cruzadas (η_{ik}) e as elasticidades de dada característica das unidades de consumo (η_{iz}), para o i -ésimo bem:

$$\eta_{iy} = y \left[\frac{\partial f_i}{\partial y} - \sum_{j=1}^n s_j \frac{\partial f_j}{\partial y} \right] + 1 \quad (3)$$

$$\eta_{ii} = p_i \left[\frac{\partial f_i}{\partial p_i} - \sum_{j=1}^n s_j \frac{\partial f_j}{\partial p_i} \right] - 1 \quad (4)$$

$$\eta_{ik} = p_k \left[\frac{\partial f_i}{\partial p_k} - \sum_{j=1}^n s_j \frac{\partial f_j}{\partial p_k} \right], \text{ para } k \neq i \quad (5)$$

$$\eta_{iz} = z_r \left[\frac{\partial f_i}{\partial z_r} - \sum_{j=1}^n s_j \frac{\partial f_j}{\partial z_r} \right] \quad (6)$$

As expressões destas elasticidades apresentam propriedades especiais. Por exemplo, a diferença entre $\gamma(\partial f_i/\partial \gamma)$ e a soma ponderada de todos os termos similares ($\sum s_j \gamma \partial f_j/\partial \gamma$) 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_i), 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:

$$\sum_{i=1}^n s_i \eta_{iY} = 1 \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^n s_i \eta_{ij} = -s_j \quad (8)$$

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

$$\begin{aligned} \ln(s_i/s_{12}) &= (\beta_{0i} - \beta_{012}) + (\beta_{1i} - \beta_{112}) \ln y + \\ &+ (\beta_{2i} - \beta_{212}) \ln t + (\beta_{3i} - \beta_{312}) \ln d + \\ &+ (\beta_{4i} - \beta_{412}) r_1 + (\beta_{5i} - \beta_{512}) r_2 + \\ &+ e_i - e_{12} \end{aligned} \quad (9)$$

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 UF, expresso em número de indivíduos; d é o índice de desigualdade da distribuição de renda (Aitchinson, 1957); 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: $r_1 = r_2 = 0$); $\beta_{0i}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{5i}$ são os parâmetros a serem estimados; e $(e_i - e_{12})$ é um termo de erro estocástico que, por pres-

suposição, é normal e independentemente distribuído, com média zero e variância constante.

O modelo representado por (9) 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 pressupondo-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.

Os dados básicos de nível médio e de distribuição de renda (dispêndio total) e tamanho da UF, usados na presente pesquisa, foram obtidos de levantamentos (Estudo Nacional de Despesa Familiar - ENDEF) realizados em 1974-75, pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE) e se referem a dados agregados, por estrato de renda (dispêndio total), para o País como um todo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos nas estimativas de MQO das onze equações logit de dispêndio relativo são apresentados nas Tabelas 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 (Tabela 3) variam entre -0,33 (frutas) e 0,84 (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 é coerente com a observação de Gray (1982) em estudo de demanda de alimentos, usando modelos uniequacionais, com dados idênticos aos empregados no presente estudo, e com as estimativas obtidas de sistemas de equações logarítmicas de preços (SELP), por Alves, Disch e Evenson (1982).

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 concentração 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

TABELA 1. Equações logit de dispêndio com produtos agrícolas, Brasil, 1974-75.

Variável Dependente ^a	(10^{-1} - 10^{12})	Variável Explicativa ^b					\bar{R}^2
		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
$\ln s_2/s_{12}$	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
$\ln s_3/s_{12}$	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
$\ln s_4/s_{12}$	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
$\ln s_5/s_{12}$	-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
$\ln s_6/s_{12}$	-5,1416	-1,1653 (0,0244) 47,7582 **	1,1968 (0,4978) 2,4042 **	0,8865 (0,1018) 8,7083 **	0,0330 (0,0527) 0,6262	0,1441 (0,0779) 1,8498 *	0,702

Fonte: Cipriano (1983).

- a Onde $s_1, s_2, s_3, s_4, s_5, s_6$ e s_{12} são parcelas orçamentárias de cereais, raízes e tubérculos, açúcares, leguminosas e oleaginosas, hortaliças, frutas, e outros, respectivamente.
- b Onde y é o dispêndio total; d é o índice de concentração de renda; t é o tamanho da UF; r_1 e r_2 são variáveis artificiais indicadoras de regiões geográficas; * e ** indicam significância, aos níveis 0,10 e 0,05 de probabilidade, respectivamente (testes bilaterais). Valores entre parênteses são erros-padrão e valores entre colchetes são estatísticas t de Student.

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 UF sobre o consumo *per capita* de grupos de bens e serviços variam entre 0,26 e 1,27. Maiores elasticidades de tamanho da UF são observadas para óleos e gorduras, tubérculos e raízes, cereais, e carnes e pescado. Menores elasticidades de tamanho da UF, 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 UF 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. Nos outros casos, servem apenas como indicadores de economias ou deseconomias de escala. O caso de 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 nas Tabelas 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 & Brandt (1981), 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 Gray (1982) também apóia esta conclusão.

TABELA 2. Equações logit de dispêndio com produtos agrícolas, Brasil, 1974-75.

Variável Dependente ^a	$(\beta_{01} - \beta_{012})$	Variável Explicativa ^b					\bar{R}^2
		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
$\ln s_8/s_{12}$	-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
$\ln s_9/s_{12}$	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
$\ln s_{10}/s_{12}$	1,6679	-0,5690 (0,0165) 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
$\ln s_{11}/s_{12}$	-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

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 concentração de renda; t é o tamanho da UF; r₁ e r₂ são variáveis artificiais indicadoras de regiões geográficas; * e ** indicam significância, aos níveis 0,10 e 0,05 de probabilidade, respectivamente (testes bilaterais). Valores entre parênteses são erros-padrão e valores entre colchetes são estatísticas t de Student.

TABELA 3. Estimativas de parcelas orçamentárias médias, elasticidades-renda, elasticidades de desigualdade, elasticidades de tamanho e economias de escala, Brasil, 1974-75.

Grupo de Produtos (j)	Parcela Orçamentária ^a (\bar{s}_j)	Elasticidade- renda	Elasticidade de Desigualdade	Elasticidade de Tamanho	Economias de Escala ^b
Cereais	0,0555	0,0680	-0,4835	1,1755	1,2435
Tubérculos e Raízes	0,0126	0,0278	-0,8698	1,1912	1,2190
Açúcares	0,0114	0,0744	0,8302	1,0357	1,1101
Leguminosas	0,0201	-0,1100	0,2226	0,7174	0,6074
Hortaliças	0,0142	0,3975	0,1622	0,9369	1,3344
Frutas	0,0092	-0,3252	1,1008	0,8865	0,5613
Carnes e Pescado	0,0680	0,4686	-0,4391	1,0040	1,4726
Ovos e Laticínicos	0,0215	0,5277	-1,2333	0,9303	1,4580
Óleos e Gorduras	0,0196	0,1029	0,3312	1,2711	1,3740
Bebidas	0,0185	0,2711	-1,0891	0,6201	0,8912
Fumo	0,0149	0,5049	-0,3159	0,5192	1,0241
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.

TABELA 4. Estimativas selecionadas de elasticidades-renda de demanda de grupos de produtos agrícolas, Brasil, 1974-75.

Grupo de Produtos	Fontes ^a			
	BRANDT e IKEHARA	SIMÕES e BRANDT	HOFFMANN e FURTUOSO	GRAY
Cereais	0,41	0,16	-0,16	-0,11 a 0,84
Tubérculos e Raízes	0,03	0,10	0,23	-0,81 a -0,02
Açúcares	0,31	0,20	0,06	0,03 a 0,86
Leguminosas e Oleaginosas	0,02	0,01	-0,31	-0,19 a 0,06
Hortaliças	0,73	0,41	0,46	0,25 a 1,52
Frutas	0,72	0,63	0,74	0,33 a 1,92
Carnes e Pescado	0,56	0,43	0,42	0,12 a 0,56
Ovos e Laticínios	0,80	0,51	0,42	0,34 a 1,43
Óleos e Gorduras	0,73	0,22	-0,04	0,17 a 1,87
Bebidas	0,52	0,36	0,50	...
Fumo	0,69	0,44	0,50	...

Fontes: Brandt & Ikehara (1982), Gray (1982), Hoffman & Furtuoso (1981) e Simões & Brandt (1981).

^a Os dados da primeira coluna se referem a estimativas LES, para a Região Nordeste do Brasil; os dados da segunda coluna se referem a estimativas ELES, para o País como um todo; os dados da terceira coluna se referem a estimativas obtidas de funções polinomias 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 um todo.

RESUMO

De um ponto de vista econométrico, os resultados obtidos foram satisfatórios. O grau de ajuste de equações aos dados e o nível de significância dos coeficientes de regressão parcial das variáveis explicativas foram, em geral, bastante elevados. Os sinais e os 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.

Na medida do conhecimento disponível, este foi o primeiro estudo que procurou quantificar diretamente o efeito de mudanças no padrão de concentração de renda, sobre a demanda de alimentos. Os resultados obtidos foram satisfatórios e promissores. 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* indicações de ocorrência de economias ou deseconomias de escala no consumo nestes grupos de produtos.

Finalmente, os resultados alcançados na pesquisa indicam que a demanda de grupos de produtos agrícolas varia significativamente entre regiões do País. Aparentemente, isto poderia ser atribuído a diferenças regionais em hábitos e preferências dos consumidores. Podem ser feitas inferências para política de mercado agrícola e sugestões para futura pesquisa, na área da demanda interna de produtos agrícolas.

REFERÊNCIAS

- AITCHINSON, J. & BROWN, J. **The lognormal distribution**. Cambridge, Cambridge University Press, 1957. p. 176.
- ALVES, D.C.O.; DISCH, A.; EVENSON, R.E. The demand for food in Brazil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 4, Águas de São Pedro, 1982. **Anais**. Brasília, 1982.
- BRANDT, S.A. & IKEHARA, I.C. Sistema linear de demanda: uma análise da Região Nordeste. **R. Econ. rural**, Brasília, 20(2):309-16, 1982.
- CIPRIANO, J. **Modelo logit de dispêndio com produtos agrícolas: um sistema completo de equações para o Brasil**. Viçosa, UFV, 1983. 94p. (Tese M.S.).
- FORSYTH, F.E. The relationship between family size and family expenditure. **J. Royal Stat. Soc.**, London, Ser. A, 123(1):367-97, 1960.
- GRAY, C.W. **Food consumption parameters for Brazil and their application to food policy**. Washington, D.C., International Food Policy Research Institute, 1982. 78p.
- R. Econ. rural**, Brasília, 24(1):89-99, jan./mar. 1986

- 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, 3, Olinda, 1981. **Anais.** Rio de Janeiro, SBE, 1981. p. 452-72.
- 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):131-35, 1981.
- SIMÕES, R.C.F. & BRANDT, S.A. Sistema completo de equações de demanda para o Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 3, Olinda, 1981. **Anais.** Rio de Janeiro, SBE, 1981. p. 475-88.
- THEIL, H.A. A multinomial extension of the linear logit model. **Int. Econ. Rev.**, Hiroshima, 10(1):251-59, 1969.
- TYRRELL, T. & MOUNT, T. A nonlinear expenditure system using a linear logit specification. **Am. J. agric. Econ.**, Lexington, 64(3):540-46, 1982.