

FUNÇÃO DE DEMANDA DE ALIMENTOS COM PARÂMETROS VARIÁVEIS: UMA ANÁLISE DA REGIÃO SUL DO BRASIL

H. CARLOS IKEHARA*
S. ALBERTO BRANDT**

RESUMO

No futuro, é de se esperar incrementos substanciais na demanda de alimentos nesta Região, tanto em decorrência do crescimento Sul do Brasil. Os dados básicos utilizados na pesquisa são agregados de dispêndio com alimentos, dispêndio total e tamanho das unidades familiares obtidos da pesquisa do ENDEF – Estudo nacional de despesa familiar, realizada em 1974. Estes dados foram previamente corrigidos para reduzir problema de heterocedasticidade, usando-se a técnica de regressão ponderada. A transformação que maximiza verossimilhança, neste estudo, é $\lambda = -0,40$. A elasticidade-renda derivada da forma funcional “apropriada” é substancialmente diferente das elasticidades resultantes de especificações arbitrárias (linear, log-log e razão semi-log). A forma funcional usada no presente estudo também pode ser vista como função linear com parâmetros variáveis. Os resultados indicam que a demanda de alimentos, na Região Sul, é renda-inelástica ($E_y = 0,391$) nas médias de renda e dispêndio com alimentos, e varia inversamente com o nível de renda dos consumidores. A evidência empírica obtida também indica ocorrência de economias de tamanho no consumo familiar de produtos alimentícios, na Região Sul. No futuro, é de se esperar incrementos substanciais na demanda de alimentos nesta Região, tanto em decorrência do crescimento demográfico e de renda real, como da queda de índices de natalidade de população. Por outro lado, é de esperar que se reduza o grau de dependência da economia regional em relação ao setor rural, em vista da elasticidade-renda da demanda de alimentos ser relativamente baixa e declinante.

INTRODUÇÃO

Um dos temas centrais na estimativa de elasticidade-renda da demanda agregada de alimentos é a obtenção e uso da forma funcional mais apropriada. Leva-se em consideração a evidência empírica da proposição de que a elasticidade-renda da demanda é menor que a unidade e varia inversamente com o nível de renda.

A forma funcional logarítmica é insatisfatória para análise da demanda de alimentos, uma vez que a elasticidade-renda da demanda dela obtida é constante para todas as classes de renda.

Em decorrência desse problema, alguns estudos têm sido conduzidos, utilizando formas funcionais como a semi-log, a log-inversa ou a log-log inversa. Entretanto, as formas funcionais semi-log e log-inversa, apesar de exibirem variações na elasticidade-renda em decorrência de mudanças no nível de renda apresenta respostas de consumo demasiado rápidas. A forma funcional log-log inversa, por outro lado, implica que o item alimentação, para altos níveis de renda, torna-se

bem inferior.

Pode-se hipotetizar que a elasticidade-renda da demanda de alimentos varia inversamente com a renda do consumidor. FENDT⁽¹⁾ discutiu esse aspecto afirmando que, supondo a elasticidade constante para todos os consumidores e para todas as classes de renda, se os dados forem agrupados de alguma forma, não é possível a análise de variação da elasticidade-renda da demanda com variações diferenciadas no crescimento da renda. BRAW & DEATON⁽²⁾ também discutem o comportamento esperado da elasticidade-renda e indicam a existência de numerosas evidências empíricas fundamentando a proposição de que, para ampla gama de bens, as elasticidades-renda são funções decrescentes do nível de renda.

Neste estudo utiliza-se a forma funcional apropriada para estimação da elasticidade-renda da demanda proposta por ZAREMBKA⁽¹¹⁾ e por BOX & COX⁽¹²⁾ que consiste na transformação de variáveis. A análise se restringe à demanda agregada de alimentos na Região Sul do Brasil.

OBJETIVOS

Pretende-se analisar o comportamento da elasticidade-renda da demanda de alimentos em resposta à variações na renda, na região Sul do Brasil. Especificamente, pretende-se estimar a elasticidade-renda da demanda para nove estratos de renda. Será também testada a hipótese de economias de escala no consumo agregado de alimentos. As mudanças esperadas e nível de renda real e em estrutura familiar pode influenciar a demanda de alimentos. Neste estudo procura-se quantificar estes efeitos. Os resultados obtidos podem ser úteis para previsão de consumo e política agrícola.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos por relatórios parciais e preliminares resultantes do ENDEF – Estudo nacional de despesa familiar, definido como uma pesquisa com objetivos alternativos e com a finalidade de atender às necessidades de planejamento do governo⁽¹⁾.

* Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina.

** Ph. D. em Economia Rural (Ohio State University), Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa-MG.

No presente estudo define-se o mercado global como o complexo de três estados (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul que representam a Região Sul do Brasil. Os dados coletados referem-se ao do ano de 1974, e se constituem de despesas totais correntes, despesas com alimentação e tamanho médio da família.

As classes de renda são distribuídas em nove estratos e a composição da amostra, por estrato de renda, são apresentadas no Quadro 1. Os estratos de renda foram calculados em termos de frações ou múltiplos (um a trinta) do maior salário mínimo vigente no País em agosto de 1974 (Cr\$ 376,80), que corresponde, em termos anuais, a aproximadamente Cr\$ 4500,00 em 1974⁽⁹⁾.

Os dados básicos de gastos com alimentação, gasto total e tamanho de família são previamente divididos pelos valores de n (tamanho da amostra) a fim de reduzir possíveis problemas de heterocedasticidade⁽⁹⁾.

O modelo econométrico utilizado no estudo envolve a técnica de transformação de variáveis sugerida por BOX & COX⁽¹²⁾ e formalizada por ZAREMBKA⁽¹¹⁾. A idéia básica desta técnica é a introdução de parâmetros adicionais para indicar a forma funcional mais adequada e possibilitar a variação da elasticidade-renda da demanda de acordo com os níveis de renda. Esta forma funcional é mostrada através de uma relação linear entre uma transformação potencial do dispêndio em alimentação (g), tomado como variável dependente, e a mesma transformação potencial do dispêndio total (y), tomado como a variável independente:

$$g^\lambda = b_0 + b_1 y^\lambda + u \quad (I)$$

onde g é o dispêndio com alimentação; y é o dispêndio total; u é o termo de erro e λ é o parâmetro de transformação. Esta forma funcional tem as seguintes propriedades: (a) se $\lambda = 1$, tem-se uma relação linear entre dispêndio com alimentos e dispêndio total; (b) se $\lambda = 0$, tem-se uma relação de forma dupla logarítmica; e (c) a elasticidade-renda da demanda de alimentos E_y é dada por $E_y = b \left(\frac{y}{g}\right)$.

Assim pode-se verificar que se tem a importante propriedade para estudos da demanda de alimentos que, se $\lambda < 1$ a elasticidade-renda da demanda declina com elevação da renda, uma vez que a relação $\frac{y}{g}$ cresce na medida em que a renda se eleva.

Para obtenção do parâmetro "ótimo" de transformação parte-se da equação (I), utilizando os mesmos dados, não sendo necessários impor nenhuma forma de especificação em particular⁽⁷⁾. No procedimento para determinação do parâmetro "ótimo", usa-se o método de máxima verossimilhança, tendo a função de verossimilhança, em termos das N observações originais, expressa por:

$$\ln V = -\frac{N}{2} \ln QME(\lambda) + (\lambda - 1) \sum \ln g \quad (II)$$

onde V representa a função de verossimilhança; N, o número de observações; $\sum \ln g$ é igual a $\ln(g, N)$, onde g é o gasto com alimentos e QME o quadrado médio do erro ou distúrbância.

Os valores da equação (II) para diferentes valores do Parâmetro (λ), podem então ser plotados, de modo a determinar valor ótimo do parâmetro de transformação ($\hat{\lambda}$).

Em seguida estima-se a equação abaixo pelo método dos mínimos quadrados ordinários, utilizando o valor ótimo ($\hat{\lambda}$) como expoente de todas as variáveis:

$$g^{\hat{\lambda}} = a + by^{\hat{\lambda}} = cx^{\hat{\lambda}} + \epsilon \quad (III)$$

onde g representa dispêndio com alimentos; y é o dispêndio total; x é o tamanho da família; e e a variável estocástica normalmente distribuída com média zero e variância constante.

São estimadas também outras formas funcionais com objetivo de efetuar comparações com os resultados obtidos com parâmetros variáveis. As funções adicionais são:

$$g = a + by + cx + u \quad (IV)$$

$$\log g = \log a + b \log y + c \log x + v \quad (V)$$

$$g/y = a + b \log y + c \log x + w \quad (VI)$$

onde g/y representa a relação entre dispêndio com alimentos e dispêndio total, sendo as demais variáveis descritas no parágrafo anterior.

No presente estudo foram utilizados dados agrupados. Sabe-se que o agrupamento de dados pode criar problemas de heterocedasticidade, pois a variância dos desvios tende a crescer com o nível de renda⁽⁹⁾. As estimativas de b_1 não são viesadas, mas são ineficientes.

Para contornar o problema de heterocedasticidade, adota-se a sugestão de ZAREMBKA⁽¹¹⁾ em que, antes da operação de transformação das variáveis, efetua-se uma ponderação de todas as

Quadro 1. Estratos de renda e tamanho da amostra por estrato de renda, Região Sul do Brasil, 1974.

Estrato	Limite inferior (Cr\$/UF/ano)	Limite superior (Cr\$/UF/ano)	Tamanho da amostra (n)
I		Até 4.500,00	147
II	De 4.500,00	a 8.999,00	653
III	De 9.000,00	a 15.799,00	995
IV	De 15.800,00	a 22.599,00	676
V	De 22.600,00	a 31.599,00	473
VI	De 31.600,00	a 45.199,00	315
VII	De 45.200,00	a 87.799,00	171
VIII	De 67.800,00	a 134.799,00	100
IX		Acima de 134.799,00	18

Fonte: (1)

variáveis, dividindo-as pelo tamanho da amostra nas observações agrupadas.

A inclusão da variável explicativa tamanho da família é feita com objetivo de captar os efeitos de possíveis economias de tamanho sobre o consumo de alimentos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores de V são mostrados no Quadro 2. Observa-se que os valores da verossimilhança (V) convergem para um máximo, o qual reflete o parâmetro de transformação ótimo (λ), isto é, $\lambda = -0,40$. Na figura 1, ilustra-se a curva de verossimilhança (V) para diferentes valores de λ .

A equação de Engel (III) com a transformação (λ) correspondente à máxima verossimilhança é mostrada no Quadro 3, que inclui também as equações alternativas (IV), (V) e (VI).

Tanto para o modelo "transform" (III), assim como para os modelos alternativos, o coeficiente de determinação ajustado (R^2) é extremamente alto, tal como esperado em vista da agregação dos dados utilizados(11). A respeito do valor de R^2 , JOHNS-TON(4) argumenta que o agrupamento de dados resulta em perda de eficiência e que os valores do coeficiente de determinação computado a partir de dados agrupados são frequentemente bem maiores que o R^2 obtido a partir de dados individuais, e que, por tais razões, pode ser um indicador não fidedigno do grau de ajustamento.

A estatística F de Snedecor para o modelo (III) é significativa ao nível de 0,005 de probabilidades. As estatísticas "t" de Student mostram que os coeficientes de regressão são significantes ao nível de 0,005 de probabilidade. A elasticidade-renda da demanda calculada nos valores médios de dispêndio total e dispêndio com alimentos, obtida a partir do modelo, é igual a 0,39, indicando que, para uma variação de 10% na renda dos consumidores, ocorre uma variação no mesmo sentido da ordem de 4% no gasto com alimentos, na Região Sul do País.

As formas funcionais alternativas também apresentam altos valores de R^2 , e as estatísticas F também são significativas ao nível de 0,005 de probabilidade. As estatísticas "t" dos coeficientes de regressão das equações alternativas também são significantes, mas apenas ao nível de 0,01 de probabilidades. As elasticidades-renda calculadas são as seguintes: para o modelo linear (IV) $E_y = 0,431$, implicando em "erro de estimação" da ordem de 10%; para o modelo duplo log $E_y = 0,648$, indicando "erro de estimação" da ordem de 65%. Nota-se que este valor é comparável à estimativa $E_y = 0,68$

obtida por KIRSTEN(5) utilizando especificação duplo-log, com base em dados de consumo alimentar para a cidade de São Paulo em 1971; para o modelo razão semi-log (VI) $E_y = 0,918$, implicando em "erro de estimação" de 134,78%, aproximadamente. As elasticidades-renda da demanda de alimentos obtidas da equação (III) para os nove diferentes níveis de renda, são apresentadas no Quadro 4. Nota-se que o valor destas elasticidades variam com o nível de renda, mas não de modo tão acentuado como sugerido pelas formas funcionais semi-log ou log inversa (II). Os valores de E_y obtidos de (III) se situam entre 0,37 e 0,76, para as classes de renda mais alta e mais baixa, respectivamente. Por exemplo, FENDT(3) usando a forma funcional semi-logarítmica e dados do antigo Estado da Guanabara, para o período de 1967/68, obteve estimativas de elasticidade-renda da demanda de alimentos, variando entre 0,32 e 1,88. MEDEIROS(8), no primeiro estudo feito no Brasil (1978), utilizando a técnica de transformação de variáveis e dados de 1971/72, da cidade de São Paulo, obteve estimativas de elasticidade-renda da demanda de alimentos oscilando entre 0,24 a 0,76 ZAREMBKA(11), analisando relações de dispêndio com alimentos, para as Filipinas (1964/68), com transformação de variáveis obteve elasticidade-renda variando entre 0,55 e 0,87. Os resultados obtidos no presente estudo, a partir do modelo (III), parecem mais plausíveis e razoáveis do que os obtidos a partir de modelos sem transformação de variáveis.

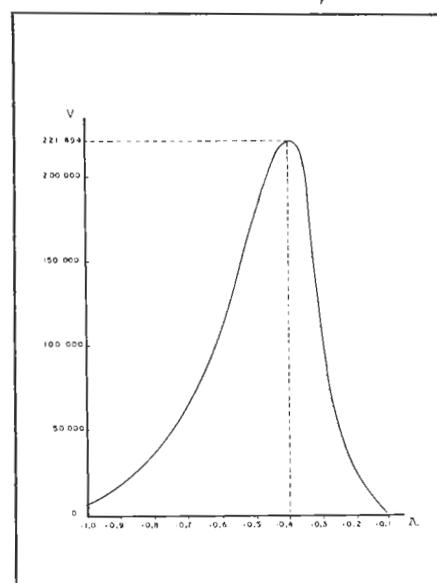


Figura 1. Relação entre verossimilhança (V) e parâmetro de transformação (λ).

MASSEL & HEYER(7) atentam para o fato de que a ocorrência de economias ou deseconomias de tamanho no consumo de alimentos ser indicada pela soma das elasticidades-renda e de

obtida por KIRSTEN(5) utilizando especificação duplo-log, com base em dados de consumo alimentar para a cidade de São Paulo em 1971; para o modelo razão semi-log (VI) $E_y = 0,918$, implicando em "erro de estimação" de 134,78%, aproximadamente. As elasticidades-renda da demanda de alimentos obtidas da equação (III) para os nove diferentes níveis de renda, são apresentadas no Quadro 4. Nota-se que o valor destas elasticidades variam com o nível de renda, mas não de modo tão acentuado como sugerido pelas formas funcionais semi-log ou log inversa (II). Os valores de E_y obtidos de (III) se situam entre 0,37 e 0,76, para as classes de renda mais alta e mais baixa, respectivamente. Por exemplo, FENDT(3) usando a forma funcional semi-logarítmica e dados do antigo Estado da Guanabara, para o período de 1967/68, obteve estimativas de elasticidade-renda da demanda de alimentos, variando entre 0,32 e 1,88. MEDEIROS(8), no primeiro estudo feito no Brasil (1978), utilizando a técnica de transformação de variáveis e dados de 1971/72, da cidade de São Paulo, obteve estimativas de elasticidade-renda da demanda de alimentos oscilando entre 0,24 a 0,76 ZAREMBKA(11), analisando relações de dispêndio com alimentos, para as Filipinas (1964/68), com transformação de variáveis obteve elasticidade-renda variando entre 0,55 e 0,87. Os resultados obtidos no presente estudo, a partir do modelo (III), parecem mais plausíveis e razoáveis do que os obtidos a partir de modelos sem transformação de variáveis.

MASSEL & HEYER(7) atentam para o fato de que a ocorrência de economias ou deseconomias de tamanho no consumo de alimentos ser indicada pela soma das elasticidades-renda e de

QUADRO 2. ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DE REGRESSÃO DE VEROSSIMILHANÇA, DEMANDA DE ALIMENTOS, REGIÃO SUL, BRASIL.

	Intercepto (10 ⁻³)	Coefficiente	QME (10 ⁻³)	R ²	d	Verossimilhança (10 ⁻²⁰)
- 1,00	10,3986	2,08660	0,24345	0,966	0,745	5475,70
- 0,80	17,8243	1,76249	0,37202	0,969	0,664	36935,41
- 0,70	23,6163	1,61605	0,44738	0,971	0,640	82137,86
- 0,60	31,5867	1,47834	0,51103	0,974	0,629	154130,12
- 0,50	42,7200	1,34797	0,55714	0,977	0,635	209557,01
- 0,40	58,5580	1,22337	0,55414	0,989	0,660	221894,90
- 0,30	81,5794	1,10279	0,46205	0,984	0,705	97923,94
- 0,20	115,8401	0,98452	0,29452	0,989	0,776	12908,74
- 0,10	167,9854	0,86735	0,10024	0,992	0,891	100,91
- 0,05	203,8920	0,80912	0,02913	0,994	0,976	0,39

QUADRO 3. Estimativas de parâmetros de funções de Engel, demanda de alimentos, Região Sul, Brasil, 1974.

Especificação	Forma funcional a/			
	Transformada	Linear	Duplo-log	Razão Semi-log
Intercepto	0,1046	-5,9275	0,4968	1,3596
β_1	0,9791 (52,9326)***	0,0433 (2,4853)*	0,6482 (29,2801)***	-0,2788 (22,3953)***
erro-padrão	0,00124	668,73711	0,04222	0,02382
β_2	0,0195 (15,6684)***	1,6416 (2,4854)*	0,2130 (5,0465)**	0,2917 (12,2413)**
OME	0,152	0,251	0,584	0,186
DW	2,465	1,155	1,425	2,116
R ²	0,999	0,997	0,998	0,991
E _y	0,391	0,431	0,648	0,918
Erro (%)	-	10,23	65,73	134,78
E _n	0,0097	0,3351	0,2130	0,0419

a/ Valores entre parêntesis são as estatísticas "t" de Student
 (***) Significante ao nível 0,005 de probabilidade
 (**) Significante ao nível 0,01 de probabilidade
 (*) Significante ao nível 0,05 de probabilidade

ZAREMBKA⁽¹¹⁾, no País, nos Estados Unidos da América e nas Filipinas, respectivamente.

CONCLUSÕES

A técnica de transformação de variáveis foi usada para estimar parâmetros variáveis para dispêndio com alimentos na Região Sul do Brasil. Os resultados obtidos são coerentes com a Lei de Engel e confirmam resultados obtidos por diferentes autores em outras partes do País e do mundo.

Além disso, os resultados obtidos fornecem descrição mais precisa da relação entre elasticidade-renda da demanda de alimentos e nível de renda dos consumidores. Nos níveis de renda mais baixos, a elasticidade-renda é da ordem de 0,7 (e nos níveis de renda mais baixos), a elasticidade-renda é da ordem de 0,7 e nos níveis mais elevados de renda ela se situa em torno de 0,4.

Verificou-se também a ocorrência de economias de tamanho no consumo de alimentos, na medida em que aumentam as dimensões da unidade familiar. Esta evidência empírica também é coerente com as constatações de estudos anteriores realizadas no País e no exterior.

A inferência mais relevante desta análise é a de que o grau de dependência, das regiões em desenvolvimento, em relação ao setor agrícola tende a decrescer na medida em que se eleva o nível de renda da população. Isto se deve ao fato, evidenciado aqui, de que a elasticidade-renda da demanda de alimentos é menor que a unidade e tende a decrescer na medida em que se eleva o nível de renda. Deve-se lembrar, entretanto, que a taxa de crescimento da demanda de alimentos é ainda extremamente elevada, pressionando fortemente a oferta regional do setor rural.

QUADRO 4. Relação entre nível de renda e elasticidade-renda de demanda de alimentos, Região Sul, Brasil, 1974.

Estrato de renda (Cr\$ /hab/ano)	Elasticidade-renda (E _y)
4.500	0,763
9.000	0,730
15.800	0,687
22.600	0,644
31.600	0,612
45.200	0,579
67.800	0,517
134.800	0,469
	0,369

tamanho da família. Se a soma destas elasticidades for menor que a unidade, indica que o dispêndio per capita com alimentos decresce na medida que o tamanho da família aumenta. Alternativamente, se a soma dessas elasticidades for maior que a unidade indica-se que o dispêndio per capita se eleva com

o aumento do tamanho da unidade familiar. Visto que, no presente estudo, a soma dessas elasticidades é menor que a unidade ($\sum E_i = 0,40$) evidencia-se que a ocorrência de economias no consumo de alimentos são coerentes com os obtidos por TEIXEIRA⁽¹⁰⁾, KMENTA, BENUS, SHAPIRO⁽⁶⁾ e

Outra conclusão importante é a de que as tendências, observadas em passado recente e projetadas para futuro de declínio na taxa de natalidade e no tamanho médio das unidades familiares, venham causar impacto adicional sobre a demanda regional agregada de alimentos.

ABSTRACT

In this paper the transformation of variables analysis has been applied to estimate the demand for food. Aggregated data for the Southern Region of Brazil, collected in 1974, was used in the analysis. Results indicate that food demand is income-inelastic ($E_y = 0,391$) and this elasticity tends to decline as income rises. Elasticities calculated from arbitrary functional forms (linear, double-log and ratio semi-log) are at times more than 60 percent different from that calculated from the "appropriate" form. The empirical evidence further suggest that there are economies of size in food consumption for larger house holds.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- (01) BRASIL. Estudo nacional de despesa familiar – ENDEF. Despesas das famílias: dados preliminares. Brasília, 1975. 99 p.
- (02) BROWN, A. & DEATON, A. Models of consumption behavior: a survey. *The economic journal*, 82(328): 1145-236, 1972.
- (03) FENDT, R. *PADRÕES DE CONSUMO na Guanabara: uma análise econométrica de sistemas alternativas de curvas de Engel*. Rio de Janeiro, Ministério do Planejamento e Coordenação Geral-IPEA, 1970.
- (04) JOHNSTON, J. *Métodos Econométricos*. São Paulo, Atlas, 1977. 311 p.
- (05) KIRSTEN, J.T. *Metodologia de construção de índices de preço ao consumidor: custo de vida*. São Paulo, IPE-USP, 1975. 70 p.
- (06) KMENTA, J.; BENUS, J.; SHAPIRO, H. The dynamics of house-hould budget allocation to food expenditures. *The review of economics and statistics*, 58(2): 129-138, 1976.
- (07) MASSEL, F.B. & HEYER, J. Household expenditure in Nairobi: a statistical analysis of consumer behavior. *Economic Development and cultural change*, 25(3): 212-233, 1975.
- (08) MEDEIROS, J.A.S. Curvas de engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação aos dispendios em alimentação na cidade de São Paulo. *Pesquisa e planejamento econômico*, 8(3): 795-823, 1978.
- (09) SIMÕES, R.C.F. *Estimativas de sistemas de demanda de produtos agrícolas*. Viçosa, UFV, Imprensa Universitária, 1980. 58 p. tese (M.S.) Univ. Fed. Viçosa.
- (10) TEIXEIRA, S.M. *Income, family composition and social factors as variables in an expenditure model: the case of Brazil*. West Lafayette, Purdue University, 1979. 158 p. Tese (Ph. D.) Purdue University.
- (11) ZAREMBKA, P. *Toward a theory of economic development*. San Francisco, Holden Day, 1972. p. 194-215.
- (12) ZAREMBKA, P. *Frontiers in econometrics*. New York, Academic Press, 1978. 252 p.