

SISTEMA LINEAR DE DEMANDA: UMA ANÁLISE DA REGIÃO NORDESTE¹

SERGIO ALBERTO BRANDT² e HIDEHARU C. IKEHARA³

RESUMO - Estimativas de parâmetros de sistemas completos de demanda são de importância para política e previsão. Em geral, estes coeficientes têm sido obtidos por meio de dados de séries temporais. Entretanto, para uma região como a do Nordeste, estes dados simplesmente não existem ou não são confiáveis. No presente estudo contornaram-se estas dificuldades, empregando dados agregados de corte seccional obtidos pelo ENDEF, para a região, no ano de 1974, e usou-se o sistema linear de dispêndio (LES) derivado da função de utilidade de Klein & Rubin (1948), composto de doze equações. Em geral, os resultados obtidos foram altamente satisfatórios, em termos de coerência teórica e empírica. Apresentou-se uma matriz de elasticidades-preço, cruzada e renda de demanda destes agregados. Concluiu-se que: a. preços de produtos agrícolas são extremamente sensíveis a variações no suprimento a mercado; b. alimentos e fumo são bens normais para a população regional; e c. o consumo de produtos alimentícios é influenciado de modos diferentes por variações em preços de fumo e de produtos e serviços não-agrícolas.

Termos para indexação: alimentos, demanda, elasticidades, estimação de sistema.

LINEAR DEMAND SYSTEM: AN ANALYSIS OF THE BRAZILIAN NORTHEAST REGION

ABSTRACT - A LES type of demand model was applied to 1974 aggregated data for the Northeastern Region of Brazil. Overall results were consistent with theoretical and empirical expectations. A matrix of prices and income demand elasticities was constructed on the basis of LES parameter estimates. Food demand is price and income inelastic, but highly sensitive to changes in prices of nonfood items.

Index terms: food, demand, elasticity, system estimation.

INTRODUÇÃO

Conquanto alguns estudos tenham aplicado sistemas lineares à análise da demanda de áreas específicas e do País como todo, não se conhece qualquer pesquisa deste tipo, que tenha contemplado a região Nordeste

¹ Aceito para publicação em 29 de março de 1982.
Apresentado no XIX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Olinda, PE.

² Eng^o Agr^o, Ph.D., Professor-Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - CEP 36570 - Viçosa, MG.

³ Econ. Rural, M.S., Professor-Assistente do Departamento de Economia da Fundação Universidade Estadual de Londrina, Caixa Postal 2111 - CEP 86100 - Londrina, PR.

(Milagres 1979, Simões & Brandt 1981).

Estimativas desta natureza são de utilidade na elaboração de previsões de consumo futuro, em avaliações de políticas de desenvolvimento e na melhor compreensão do comportamento dos consumidores.

Este estudo tem por finalidade utilizar o modelo LES — sistema linear de dispêndio — para estimativas de parâmetros da demanda regional agregada de grupos de produtos alimentícios, fumo e produtos e serviços não-agrícolas.

METODOLOGIA

O modelo linear de dispêndio (LES) tem sido amplamente utilizado na análise de sistemas de demanda. O modelo LES é derivado da função de utilidade de Klein & Rubin (1948):

$$\mu = \mu' \log (\underline{q} - \delta) \quad (I)$$

onde $\underline{q} = |q_i|$ é um vetor de coluna com n elementos indicando quantidades de produtos; $\underline{\mu} = |\mu_i|'$ é um vetor de componentes, indicando parcelas orçamentárias marginais; e $\delta = |\delta_i|'$ é um vetor de elementos interpretados como quantidades mínimas exigidas.

Os parâmetros μ_i e δ_i são estimados sob as seguintes restrições: (a) $0 < \mu_i < 1$; (b) $\sum \mu_i = 1$; (c) $(q - \delta) > 0$. Maximizando-se a função (I), sujeita à restrição orçamentária, obtém-se o seguinte sistema de funções de demanda:

$$\underline{q} = \delta + (y - \underline{p}' \delta) \underline{p}^{-1} \quad (II)$$

onde $\underline{p} = p_i$ é um vetor de n elementos, indicando preços dos produtos; y é a renda monetária; e \underline{p} indica uma matriz diagonal $m \times n$, com elementos não-nulos dados pelo vetor \underline{p} (Stone 1954).

Estas funções de demanda (II) são homogêneas de grau zero em preços e renda, satisfazem o critério de aditividade e têm uma matriz de termos de substituição simétrica e negativa semidefinida (Yoshihara 1969).

Na forma de dispêndio, as equações de demanda correspondentes ao sistema (II) têm a forma:

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \mu_i (y - \sum_j p_j \delta_j) \quad (III)$$

De acordo com a equação (III), o consumidor adquire quantidades mínimas exigidas de cada produto (δ_1). O dispêndio total com estas

quantidades, avaliadas a preços de mercado, é igual a $\sum_j p_j \delta_j$. A renda disponível remanescente ($y - \sum_j p_j \delta_j$) é distribuída entre os produtos, em proporções fixas (μ_i). Denomina-se renda de subsistência o termo $\sum_j p_j \delta_j$ e chama-se renda discricionária a expressão $(y - \sum_j p_j \delta_j)$.

Esta interpretação é válida caso δ_j seja positiva (Yoshihara 1969). Calculam-se as elasticidades-preço, cruzada e renda da demanda diretamente a partir da equação (III). Considerando $w_i = p_i q_i/y$ e sempre que $\mu_i > 0$, obtêm-se elasticidades-rendas positivas. As condições $0 < \mu_i < 1$ e $q_i - \delta_i > 0$ garantem elasticidades-preço negativas. As elasticidades-cruzadas são sempre negativas, a menos que ocorram valores δ_i negativos. Excluem-se, portanto, os casos de bens inferiores e complementares, em consequência da função de utilidade diretamente aditiva (Philips 1974).

Os dados básicos de dispêndio com bens e serviços e dispêndio global são os obtidos pelo ENDEF – Estudo Nacional de Despesa Familiar, em 1974. As informações básicas são agregadas em nove estratos, segundo os níveis de renda das famílias (Brasil, Estudo Nacional de Despesa Familiar 1975, 1975b). As doze equações componentes do sistema (III) são ajustadas pelo método de mínimos quadrados ordinários. Testam-se as hipóteses de homoscedasticidade, segundo o procedimento usual (Durbin & Watson 1951, Goodwin & Brandt 1980). Pressupõe-se que os erros sejam normais e independentemente distribuídos, com expectativas iguais a zero, matriz de variância-covariância contemporânea Ω . Em decorrência do critério de aditividade, a matriz de variância-covariância é singular. Sob condições de ausência de autocorrelação, o problema de singularidade pode ser contornado eliminando-se uma equação do sistema (Berndt & Savin 1975). O sistema resultante tem uma matriz de variância-covariância positiva definida com característica completa (Carvelaro & Sadoulet 1973, Parks 1971). A equação omitida é obtida com a aplicação da condição de agregação de Engel (Brandt 1980).

RESULTADOS

As estimativas dos parâmetros do LES para os doze grupos de produtos, são apresentados na Tabela 1. Constata-se que todas as parcelas orçamentárias marginais (μ_i) são positivas e apresentam somatório igual à unidade. Os valores estimados de $p_i \delta_i$ ($i = 1, 2, \dots, 10$) representam níveis mínimos de dispêndio com grupos de alimentos e variam entre Cr\$ 71,02 de 1974, para óleos e gorduras, e Cr\$ 974,47 de 1974,

para carnes e pescados. Os preços dos agregados de produtos (e de serviços, no item onze) são expressos em cruzeiros de 1974, por unidade. Nos casos dos itens onze e doze, os preços são expressos em cruzeiros de 1974, por cruzeiro do mesmo ano. O grau de ajustamento das equações de demanda na forma de dispêndio é indicado pela estatística R^2 e varia entre - 0,13, no caso de leguminosas e oleaginosas, e 0,99, no caso de itens não-agrícolas. Tal como esperado, o grau de ajuste das equações aos dados varia diretamente com a participação do item no dispêndio total do consumidor. Nota-se que a estatística R^2 é o coeficiente de determinação corrigido para graus de liberdade. Visto que, neste estudo, $n = 9$, nas duas equações em que o grau de ajuste é baixo, os respectivos valores de R^2 são menores que zero.

TABELA 1. Estimativas de parâmetros básicos do sistema linear de dispêndio, região Nordeste, 1974^a, $n = 9$.

Grupos	$P_i \delta_i$	μ_1	\bar{P}_1	\bar{R}_2
1. Cereais	$7,2727 \cdot 10^2$	$2,8368 \cdot 10^{-2}$ (4,081)	3,42	0,661
2. Açúcares	$1,9383 \cdot 10^2$	$4,980 \cdot 10^{-3}$ (4,309)	2,24	0,687
3. Tubérculos e raízes	$4,3566 \cdot 10^2$	$7,2103 \cdot 10^{-4}$ (0,414)	1,17	- 0,115
4. Leguminosas e oleaginosas	5,6179	$6,3208 \cdot 10^{-4}$ (0,267)	2,57	- 0,131
5. Hortaliças	$7,8281 \cdot 10^1$	$1,1142 \cdot 10^{-2}$ (10,943)	3,29	0,937
6. Frutas	$8,0091 \cdot 10^1$	$1,2137 \cdot 10^{-2}$ (8,104)	1,58	0,889
7. Carnes e pescado	$9,7446 \cdot 10^2$	$6,9993 \cdot 10^{-2}$ (7,322)	11,53	0,868
8. Ovos e laticínios	$2,2031 \cdot 10^2$	$2,3759 \cdot 10^{-2}$ (8,643)	3,21	0,902
9. Óleos e gorduras	$7,1018 \cdot 10^1$	$1,1138 \cdot 10^{-2}$ (8,573)	12,26	0,900
10. Bebidas	$2,0265 \cdot 10^2$	$1,2262 \cdot 10^{-2}$ (11,160)	7,37	0,939
11. Fumo	$9,6223 \cdot 10^1$	$1,2317 \cdot 10^{-2}$ (9,852)	1,00	0,923
12. Não-agrícolas	$- 3,8049 \cdot 10^3$	$8,1255 \cdot 10^{-1}$ (25,777)	1,10	0,998

Fonte: dados da pesquisa.

a) Valores entre parênteses são estatísticos t de Student.

A Tabela 2 apresenta as estimativas de elasticidades - preço, renda e cruzadas para o LES. Verifica-se que todas as elasticidades-renda da demanda de alimentos são positivas e variam entre 0,02 e 1,37. A demanda de produtos mais essenciais, como raízes, tubérculos, leguminosas, é mais renda - inelástica do que a de hortaliças, ovos, laticínios e bens não-agrícolas. Em geral, e nos agregados, os alimentos são considerados bens normais pelo consumidor nordestino típico. A elasticidade-renda da demanda de fumo ($n_y = 0,69$) também indica que este produto é um bem normal, para o consumidor típico da região. O agregado de bens e serviços não-agrícolas, por outro lado, apresenta elasticidade-renda superior à unidade, mostrando que, em conjunto, estes itens são bens de luxo, nesta região.

As elasticidades-cruzadas da demanda indicam os graus de substitutibilidade entre os doze agregados de produtos. Maiores valores de n_{ij} são observados nos casos de carnes e pescado, óleos e gorduras, e bens não-agrícolas. Menores valores são encontrados para os itens restantes do dispêndio total. Todas as elasticidades-cruzadas apresentam sinal negativo, indicando relações de substitutibilidade. As estimativas de n_{ij} mostram que, com exceção de açúcar, tubérculos, raízes, leguminosas, oleaginosas e frutas, o consumo dos outros grupos de alimentos é significativamente influenciado por variações em preços de fumo e de bens e serviços não-agrícolas.

Visto que, nos doze casos estudados, o nível mínimo de dispêndio ($p_i \delta_i$) é positivo, as elasticidades-preço têm sinais negativos. Estas elasticidades - preço da demanda de alimentos variam bastante entre grupos de produtos, mas se situam dentro da amplitude "inelástica". Estes resultados são coerentes com as estimativas de Simões & Brandt (1981), usando o sistema ELES, para o País como todo. De modo algo surpreendente, no caso de produto caracterizado pela formação de hábitos, a demanda de fumo apresenta elasticidade-preço relativamente elevada ($n_{ij} = -0,698$), mas ainda situada na amplitude preço-inelástica. Por outro lado, a demanda de bens e serviços não-agrícolas, que oneram consideravelmente o orçamento dos consumidores, apresenta procura preço-elástica ($n_{ij} = -1,08$).

Estes resultados são bastante coerentes com os obtidos por Simões & Brandt (1981) para o País como um todo, usando o sistema linear expandido de dispêndio (ELES) e por Milagres (1979) para a cidade de Recife, usando o próprio LES. A evidência obtida apóia a conclusão de que o procedimento deve ser usado para contornar os problemas da inexistência ou baixa qualidade das séries temporais necessárias à análise da demanda.

TABELA 2. Matriz de elasticidades LES de demanda, região Nordeste, 1974^a.

Consumo do produto (i)	Preço do produto (j)												n_{in}
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1. Cereais	-0,425	-0,073	-0,140	-0,064	-0,050	-0,103	-0,014	-0,051	-0,013	-0,022	-0,163	-0,149	0,409
2. Açúcares	-0,005	-0,316	-0,014	-0,006	-0,005	-0,010	-0,001	-0,005	-0,001	-0,002	-0,016	-0,015	0,313
3. Tubérculos e raízes	-0,0003	-0,0004	-0,031	-0,0003	-0,0005	-0,001	-0,0001	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0008	-0,0008	0,028
4. Leguminosas e oleaginosas	-0,0005	-0,001	-0,001	-0,099	-0,011	-0,001	-0,0003	-0,001	-0,0002	-0,0003	-0,002	-0,002	0,019
5. Hortaliças	-0,040	-0,057	-0,109	-0,049	-0,719	-0,080	-0,011	-0,040	-0,010	-0,017	-0,127	-0,116	0,733
6. Frutas	-0,021	-0,032	-0,061	-0,028	-0,022	-0,732	-0,006	-0,022	-0,006	-0,010	-0,071	-0,065	0,720
7. Carnes e pescado	-0,533	-0,813	-1,557	-0,709	-0,554	-1,153	-0,591	-0,567	-0,149	-0,247	-1,822	-1,625	0,559
8. Ovos e laticínios	-0,064	-0,098	-0,188	-0,086	-0,067	-0,139	-0,019	-0,665	-0,018	-0,030	-0,220	-0,200	0,796
9. Óleos e gorduras	-0,145	-0,221	-0,424	-0,193	-0,151	-0,314	-0,043	-0,154	-0,738	-0,067	-0,496	-0,451	0,733
10. Bebidas	-0,055	-0,085	-0,162	-0,074	-0,058	-0,120	-0,016	-0,059	-0,015	-0,524	-0,190	-0,173	0,519
11. Fumo	-0,012	-0,018	-0,034	-0,015	-0,012	-0,025	-0,003	-0,012	-0,003	-0,005	-0,698	-0,036	0,693
12. Não agrícolas	-0,696	-1,061	-2,032	-0,925	-0,723	-1,505	-0,206	-0,741	-0,194	-0,323	-2,167	-1,075	1,368

Fonte: dados da pesquisa.

a) As elasticidades-preço n_{ij} são apresentadas na diagonal, as elasticidades-cruzadas (n_{ij}) se encontram abaixo e acima da diagonal, e as elasticidades-renda (n_{in}) são apresentadas na última coluna.

A coerência interna dos resultados da pesquisa é, também, um fato bastante auspicioso. As elasticidades-preço e renda da demanda de agregados de produtos alimentícios são, em geral, mais baixas, em termos absolutos, que as elasticidades estruturais obtidas em estudos anteriores realizados no País, para produtos específicos (Brandt 1980). Além disso, como era de esperar, elas são também mais baixas, em termos absolutos, que as elasticidades-preço e renda da demanda de produtos agrícolas estimadas para regiões mais ricas do País (Ikehara & Brandt 1981).

A aplicabilidade dos resultados obtidos, tanto em previsão do consumo futuro como em avaliação e delineamento de políticas de mercado, para a região Nordeste do País, é apreciável, desde que se considerem as limitações dos dados e dos procedimentos econométricos empregados.

CONCLUSÕES

A escassez e a má qualidade das séries regionais de consumo de produtos agrícolas dificultam a obtenção de estimativas dos parâmetros estruturais da demanda destes produtos. Não obstante, há necessidade crescente deste conhecimento, uma vez que o poder público delinea e implementa programas regionais de desenvolvimento agrícola.

Neste estudo, faz-se uso de técnicas econométricas apropriadas e de dados de corte seccional para estimar uma matriz de elasticidades de demanda para a região Nordeste como todo. Para isto, especifica-se um sistema completo de equação na forma de dispêndio (LES) e usam-se os dados obtidos no ENDEF, em 1974.

REFERÊNCIAS

- BÉRNDT, E.R. & SAVIN, N.E. Estimation and hypothesis testing in singular equation systems with autorregressive disturbances, *Econometrica*, 43(3): 937-957, 1975.
- BRANDT, S.A. *Comercialização Agrícola*. Piracicaba, Livroceres, 195p., 1980.
- BRASIL, Estudo Nacional de Despesa Familiar — ENDEF — *Despesas das famílias; dados preliminares*. Brasília, DF, 113p. 1975a. Região V, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia).
- BRASIL, Estudo Nacional de Despesa Familiar — ENDEF — *Consumo alimentar, despesas das famílias, dados preliminares, tabelas selecionadas*. Brasília DF, 121p. 1975b.
- CARVELARO, R. & SADOULET, E. *Three programs for the estimation of a general class of additive consumption functions*. Geneva University of Geneva, 1973.

- DURBIN, J. & WATSON, G.S. Testing for serial correlation in least squares regression, II, *Biometrika*, **38**(1):159-178, 1951.
- GOODWIN, J.B. & BRANDT, J.A. An empirical comparison of "Frisch" and "time series" demand price elasticities, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **28**(1):45-53, 1980.
- 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.
- KLEIN, L.R. & RUBIN, H. A constant utility index of the cost of living, *Review of Economic Studies*, **15**(1):84-87, 1948.
- MILAGRES, S.M. *Income, family composition and social factors as variables in an expenditure model; the case of Brazil*. West Lafayette, Purdue University, 158p. 1979, (Tese Ph.D.).
- PARKS, R.W. Maximum likelihood estimates of the linear expenditure system. *Journal of the American Statistical Association*, **66**(4):900-903, 1971.
- PHILIPS, L. *Applied consumption analysis*. Amsterdam, North Holland, 279p. 1974.
- SIMÕES, R.C.F. & BRANDT, S.A. Sistema completo de equações de demanda para o Brasil. In: ENCONTRO DE ECONOMETRIA, 3. Olinda, 1981. *Anais...* 475-88p.
- STONE, R. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand, *Economic Journal*, **64**(2):511-527, 1954.
- YOSHIHARA, K. Demand functions: an application to the Japanese expenditure pattern, *Econometrica*, **37**(1):257-274, 1969.