

# DEMANDA AGRÍCOLA REGIONAL: UM MODELO COM PARÂMETROS VARIÁVEIS<sup>1</sup>

H. CARLOS IKEHARA<sup>2</sup> e S. ALBERTO BRANDT<sup>3</sup>

**RESUMO** - Dados agregados de corte seccional, o procedimento de Box-Cox-Zarembka e o método de Frish são usados para obter matrizes de elasticidades de demanda de produtos alimentícios, fumo e bens e serviços não-agrícolas, para três grandes regiões do País. Os resultados obtidos mostraram que o emprego de formas funcionais arbitrárias tende a produzir grandes erros de estimação das elasticidades-renda da demanda. Verificou-se também que as elasticidades de demanda variavam substancialmente, tanto entre regiões do País como entre níveis de renda dos consumidores. Em geral, os resultados obtidos são coerentes com as expectativas *a priori* e com o conhecimento empírico.

Termos para indexação: demanda de alimentos, modelo de Box-Cox, elasticidades da demanda, produtos agrícolas, bens e serviços não-agrícolas.

## REGIONAL AGRICULTURAL DEMAND: A MODEL WITH VARIABLE PARAMETERS

**ABSTRACT** - Aggregate cross-section data, Box-Cox-Zarembka procedures and the Frisch method were used to obtain matrices of demand elasticities for food products, tobacco and non-farm goods and services for three regions of the country. Results showed that the use of arbitrary functional forms tends to generate large estimation errors in income elasticities. It was also shown that demand elasticities are substantially different both among regions and income strata. In general, the results are consistent with both theoretical expectations and empirical knowledge.

Index terms: food demand, Box-Cox's model, elasticities of demand, agricultural products, non-farm goods and services.

## INTRODUÇÃO

Os produtos agrícolas representam papel importante no orçamento dos consumidores do País, principalmente nos estratos de renda mais baixa, que perfazem a principal parcela da população. Políticas econômicas, tanto de natureza fiscal como monetária, como as políticas de tributação, garantia ou controle de preços, programas especiais de abastecimento e nutrição, que alteram os padrões de distribuição da renda, devem ser delineados com base no conhecimento aperfeiçoado da estrutura da demanda e devem considerar, também, os efeitos de fatores geo-

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 9 de março de 1982.

<sup>2</sup> Econ. M.S., Professor do Departamento de Economia da Fundação Universidade Estadual de Londrina, Caixa Postal 2111, CEP 86100 - Londrina, PR.

<sup>3</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, Ph.D., Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, CEP 36570 - Viçosa, MG.

gráficos e demográficos sobre a demanda.

Estudos anteriores (Kirsten 1977, Soares et al. 1979 e Teixeira 1979), realizados no País, sobre determinantes do consumo de alimentos, basearam-se em dados de séries temporais agregadas ou em informações provenientes de cortes seccionais. Nessas pesquisas, não foi realizada nenhuma análise de variações regionais na estrutura da demanda de produtos alimentícios. Além disso, nos casos em que se empregaram séries cronológicas, não se avaliou o efeito de características demográficas sobre o dispêndio com alimentos (Soares et al. 1979).

A pesquisa anteriormente realizada no País, sobre a estrutura de demanda de alimentos, também não se preocupou com o problema de não-linearidade dos parâmetros das variáveis incluídas nos modelos de demanda. Contudo, as formas funcionais geralmente utilizadas pelos pesquisadores são apenas casos especiais da forma funcional apropriada, que envolve transformações exponenciais. Investigações realizadas em outros países mostraram que as elasticidades estruturais da demanda derivadas de formas funcionais apropriadas são, às vezes, muito diferentes das que resultam de especificações arbitrárias.

O objetivo geral desta pesquisa foi obter estimativas de elasticidades de demanda regional agregada de produtos agrícolas e bens e serviços não-agrícolas, usando procedimentos que envolvem dois operadores de transformação paramétrica exponencial das variáveis incluídas no modelo geral de demanda, bem como as estimativas de elasticidades preço e cruzada da demanda.

Os objetivos específicos foram os seguintes: (a) estimar funções de demanda na forma de dispêndio, com operadores de transformação exponencial, para três grandes regiões do País, para agregados de produtos alimentícios, fumo e bens e serviços não-agrícolas; (b) derivar elasticidades preço, cruzada e renda da demanda, para as três regiões e para três agregados de produtos; e (c) avaliar o efeito de características demográficas sobre a demanda, salientando o efeito de economias de escala sobre o consumo.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo provêm dos relatórios de pesquisa, efetuada no período de 19/08/74 a 11/08/75, para o ENDEF - Estudo Nacional de Despesa Familiar, pela FIBGE - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, com objetivos múltiplos para atender às necessidades de planejamento do Governo (Ikehara 1981). Esse estudo foi realizado em sete regiões, compostas de um ou mais estados ou territórios, abrangendo o País, como um todo.

No presente estudo, os dados originais de sete regiões foram reagrupados em três, a saber: região Centro-Sul (Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul); região Nordeste (Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia); e região Norte-Oeste (Distrito Federal, Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Goiás e Mato Grosso).

As informações coletadas, referentes ao período da pesquisa, foram as seguintes: despesas correntes e de consumo, por unidade familiar (UF), expressas em cruzeiros, por ano; e tamanho médio das UF, expresso em número de pessoas.

Os dados referentes às UF foram agrupados em nove classes de renda, calculadas em termos de frações ou múltiplos do maior salário mínimo mensal vigente no País, em agosto de 1974, igual a Cr\$ 376,80, que correspondia, em termos anuais, a Cr\$ 4.500,00, aproximadamente, para as três regiões, por estrato de renda.

A função de Engel expressa a relação entre gastos com determinado produto e renda ou dispêndio total do consumidor. Admitindo-se que a sensibilidade do gasto com produtos específicos varia de acordo com o nível de renda ou gasto total do consumidor, o uso de modelos empíricos, com parâmetros fixos ou variáveis não transformadas, constitui representação por demais simplificada da natureza da relação em pauta.

A análise geral de transformação de variáveis é originalmente atribuída a Tukey, em 1957. Em seu trabalho, o autor discutiu as propriedades da transformação, presumindo, contudo, que o valor do parâmetro de transformação fosse conhecido ou de fácil escolha. Turner et al. (1961) discutiram a estimativa de parâmetros de transformação, mas apenas nas variáveis independentes, sugerindo um processo iterativo baseado numa série de Taylor. Box & Tidwell (1962) forneceram exemplos desse processo e indicaram convergência rápida.

Box & Cox (1964), na medida do conhecimento disponível, foram os primeiros a explorar, de modo sistemático, a transformação de variável dependente num contexto exponencial. Schlesselman (1971), entretanto, mostrou que a estimativa dessa transformação não era invariante em relação à unidade de medida da variável dependente, de regressão. Zarembka (1972) mostrou que o último termo da função maximizada de log-verossimilhança ( $\sum \ln v_i$ ), para unidades apropriadas de medição da variável dependente ( $v_i$ ), era igual a zero, simplificando a tarefa de maximização em todo o espaço paramétrico.

Testes de razão de verossimilhança desenvolvidos por Kendal & Stuart (1967) e Draper & Cox, (1969), mostraram que o método proposto pa-

ra estimar a transformação exponencial poderia ser útil mesmo na ausência de normalidade precisa. Zarembka (1974) mostrou que a estimativa de parâmetros de transformação de variáveis por métodos de máxima verossimilhança eram "robustos" à não-normalidade, mas não à heterocedasticidade do termo de erro, indicando, entretanto, um procedimento para avaliação da magnitude desse viés em problemas empíricos.

No presente estudo, a transformação aplicada na análise da forma funcional foi a sugerida por Box & Cox (1964), mas a pesquisa da forma funcional mais apropriada foi mais flexível, tendo sido usados diferentes parâmetros de transformação para a variável dependente e independente:

$$\frac{(v_i^\lambda - 1)}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \frac{(y_1^\mu - 1)}{\mu} + \beta_2 \frac{(y_2^\mu - 1)}{\mu} + u_i \quad (I)$$

para  $i = 1, 2, 3$ . Nesse modelo,  $v_i$  é a variável dependente ou endógena, indicadora de dispêndio com o produto  $i$ ;  $y_1$  (dispêndio total e  $y_2$  (tamanho da unidade familiar) são duas variáveis explicativas de  $v_i$ , não-estocásticas e independentes;  $u_i$  é um termo de erro estrutural;  $\beta_j$ , em que  $j = 0, 1, 2$ , são os parâmetros estruturais; e  $\lambda$  e  $\mu$  são os operadores de transformação exponencial.

Essa equação de dispêndio pode ser interpretada como se fosse derivada de uma equação de demanda que, por sua vez, tivesse resultado de comportamento otimizante dos consumidores, submetida às restrições orçamentárias. No procedimento geralmente utilizado, a especificação da forma funcional (I) depende da especificação de uma função de utilidade explícita, como a de Klein-Rubin, nos sistemas lineares de dispêndio (LES) e nos sistemas lineares expendidos de dispêndio (ELES). Nota-se, entretanto, que tais procedimentos apenas indicam as variáveis que, do ponto de vista de coerência, deveriam compor as equações do sistema de demanda na forma de dispêndio. Eles não dizem nada acerca da forma funcional mais apropriada de (I), restringindo-a ao caso em que  $\lambda = 1$  e  $\mu = 1$ . Neste estudo, deixa-se que os próprios dados das amostras indiquem a natureza das transformações paramétricas que maximizam verossimilhança. Em seguida, testa-se a hipótese de inexistência de diferenças entre a forma linear, outras formas alternativas e a forma funcional apropriada.

A forma funcional da equação (I) é determinada pelos valores dos parâmetros  $\lambda$  e  $\mu$ . Por exemplo, se  $\lambda = \mu = 1$ , a equação (I) torna-se igual a

$$v_i = \beta_0 + \beta_1 y_1 + \beta_2 y_2 + u_i \quad (II)$$

em que  $v_i$  é uma função linear de  $y_1$  e  $y_2$  e do termo de erro estrutural não-observável. De modo similar, para  $\lambda = 1$  e  $\mu = -1$ , a equação (I) corresponde à forma funcional inversa. No outro extremo, na medida em que  $\lambda \rightarrow 0$  e  $\mu \rightarrow 0$ , a equação (I) aproxima-se da forma funcional duplo-log.

As formas funcionais log-inversa e semi-log também são casos especiais da equação (I). Com base nos resultados apresentados, torna-se claro que, se  $\lambda \rightarrow 0$  e  $\mu \rightarrow -1$ , a equação (I) aproxima-se da forma funcional log-inversa. Raciocínio similar mostra que, para  $\lambda = 1$  e  $\mu \rightarrow 0$ , a equação (I) assume a forma funcional semi-log. Por meio da variação dos parâmetros  $\lambda$  e  $\mu$  no intervalo  $(-1,5, 1)$ , a equação (I) fornece uma série de formas funcionais. É de interesse analítico que esse conjunto de formas funcionais inclua as formas geralmente usadas na análise de demanda do consumidor.

Pressupondo que o erro estrutural da equação (I) seja NID, com média zero e variância finita,  $\sigma^2$ , a função de verossimilhança para uma amostra pode ser expressa da seguinte forma

$$L(\beta, \sigma^2, \lambda, \mu) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (v - \gamma\beta)' (v - \gamma\beta) \right\} \quad \text{J} \quad \text{(III)}$$

sendo J a jacobiana para transformação das variáveis aleatórias  $v_i$ . Pressupõe-se que  $v_i$ , na jacobiana da transformação (III), seja função linear do vetor de parâmetros  $\beta$ . Pode-se entretanto, relaxar essa premissa, permitindo que  $v_i$  seja função não-linear de  $\beta$ , o que, geralmente, conduz a acréscimo considerável na tarefa de computação.

As estimativas dos parâmetros  $\beta$ ,  $\sigma^2$  e  $\mu$  podem ser obtidas por maximização da função de log-verossimilhança (III). Para dados valores de  $\lambda$  e  $\mu$ , pode-se maximizar a função de verossimilhança para o vetor dos parâmetros  $\beta$  e  $\sigma^2$ . A função sintetizada de verossimilhança resultante tem a forma

$$L(\lambda, \mu) = -\frac{1}{2} \ln \sigma^2(\lambda, \mu) - (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \ln v_i \quad \text{(IV)}$$

sendo  $\sigma^2(\lambda, \mu)$  a estimativa da variância do erro estrutural condicionado aos parâmetros  $\lambda$  e  $\mu$ . Portanto, a função (IV) é maximizada, escolhendo-se  $\lambda$  e  $\mu$ , que minimizam  $\sigma^2(\lambda, \mu)$ .

Visto que  $\lambda$  e  $\mu$  devem ser situados dentro de intervalos de  $-1,5$  a  $1$ , pode-se obter o máximo de (IV) por meio do emprego de pesquisa numérica de um série de valores paramétricos. O par de valores  $\lambda$  e  $\mu$ , que gera as estimativas de mínimos quadrados ordinários do vetor de parâmetros  $\beta$ , dado o estimador de variância residual mínima, aproxima-se das estimativas de máxima verossimilhança de  $\lambda$ ,  $\mu$ ,  $\beta$  e  $\sigma^2$  corres-

pondentes. Todavia, não é possível garantir, em princípio, que a função de verossimilhança tenha máximo, nem tampouco que o máximo obtido seja global. Pressupondo que esses problemas não ocorram e que a função seja "bem comportada", os estimadores obtidos com a aplicação desse procedimento apresentam propriedades ótimas de coerência, eficiência assintótica e normalidade assintótica.

Usando a razão de verossimilhança, é possível testar hipóteses sobre  $\lambda$  e  $\mu$  e construir regiões de confiança próximas no nível de 100 (1 -  $\alpha$ ) por cento de probabilidade. A hipótese nula,  $H_0: \lambda = \mu = 0$ , pode ser testada calculando-se o logaritmo da razão entre o valor da função de verossimilhança avaliada no ponto ótimo para  $\beta_1, \beta_2$ , e  $\sigma^2$ , condicionada à hipótese nula, e o valor da mesma função no ponto de máximo para  $\lambda, \mu, \beta_1, \beta_2$  e  $\sigma^2$ , para qualquer condição. Para a hipótese nula, esse logaritmo é assintoticamente distribuído com  $\frac{1}{2} X^2$  e  $\rho$  graus de liberdade, sendo  $\phi$  o número de parâmetros de transformação:

$$L(\hat{\lambda}, \hat{\mu}) - L(\bar{\lambda}, \bar{\mu}) \quad (V)$$

max            max

Para determinar algum  $\alpha$ , ao fazer a igualdade em (V), pode-se obter a região de confiança em torno de  $(\hat{\lambda}, \hat{\mu})$ . Para isso, basta determinar os vetores  $(\lambda, \mu)$  para os quais a igualdade não se verifica.

Pressupõe-se que o viés decorrente de dispêndios anormais tivesse sido removido ou reduzido, uma vez que a renda foi empregada como variável instrumental de agrupamento.

Um aspecto discutível do emprego do procedimento de Glejser (1960) refere-se à possibilidade de as transformações resolverem o problema de não-linearidade ou o problema de heterocedasticidade nas equações de regressão. Zarembka (1974), entretanto, mostrou que, se as transformações provocam homocedasticidade do termo de erro, os parâmetros das relações são estimados de modo coerente.

Completa-se o modelo (I) com a especificação das características do termo de erro estrutural,  $u_j$ . Para as pressuposições usuais, especifica-se que o termo  $u_j$  é NID, tem média igual a zero, é homocedástico e não correlacionado com qualquer variável explicativa. Além disso, pressupõe-se que os  $u_j$  não sejam correlacionados entre si em nenhuma equação do sistema. Entretanto, é de esperar que os termos de erro das diferentes equações que compõem os dois sistemas de demanda sejam correlacionados entre si. Nesse caso, o uso dos MQO resulta em estimativas coerentes e não enviesadas dos parâmetros, mas a eficiência das estimativas pode ser aumentada, caso se aplique um procedimento para estimação de equações aparentemente não relacionadas (EANR), tal

como o método proposto por Zellner (1962). Contudo, nos casos em que as variáveis explicativas são idênticas em cada sistema de equações, as estimativas de MQO são iguais às estimativas de EANR, obtidas pelo procedimento iterativo de Zellner.

O procedimento descrito até aqui permite estimar as elasticidades-renda da demanda e os parâmetros de economias de escala no consumo. Para calcular as elasticidades preços da demanda usa-se o procedimento proposto por Frisch (1959) e Howe (1975).

Esse procedimento permite estimação ou cálculo de uma matriz completa de elasticidades-preço da demanda. O processo baseia-se na premissa de independência de desejo entre agregados de grupos de produtos. De fato, tal como indicado por Goodwin & Brandt (1980), o motivo da agregação é obter pouca ou nenhuma dependência de desejos. A premissa de independência de desejos é válida somente para grandes agregados de produtos. Deaton (1974) critica o método de Frisch, com base na limitação da premissa de independência de desejos, a qual implica aditividade direta de preferências. Houthakker (1960) sugere que a premissa de aditividade se aplica, mais provavelmente, a amplos agregados de produtos, como alimentos e vestuários. Barten (1977) utiliza o procedimento de Frisch para estimar elasticidades-preço da demanda de grandes grupos de produtos, como alimentos, entretenimento e bens duráveis. O próprio idealizador do procedimento recomendou fosse ele empregado na estimativa de elasticidades de demanda de amplos agregados de produtos, para os quais a premissa de independência de desejos parece mais válida.

Ayanian (1969) mostrou que as estimativas de elasticidades de demanda não são viesadas nos casos em que a premissa de independência de desejos é aplicável. O viés, no caso contrário, deve-se à interação da utilidade do produto  $i$  com todos os outros bens para os quais  $i$  não apresenta independência de desejos. Isso pode ser ilustrado do seguinte modo:

$$n_{ii} = \epsilon_{ii} - w_i y_i \left(1 + \frac{n_{y_i}}{\phi}\right); i = 1, \dots, n \quad (VI)$$

$$n_{y_i} = \phi \sum_{k=1}^n \epsilon_{ik} \quad (VII)$$

nas quais  $n_{ii}$  é a elasticidade-preço da demanda de  $i$ ;  $\epsilon_{ik}$  são as elasticidades de desejo definidas por Frisch;  $w_i$  é a parcela do dispêndio com o bem  $i$ ;  $n_{y_i}$  é a elasticidade renda do bem  $i$ ; e  $\phi$  é a flexibilidade-renda da utilidade marginal do dinheiro. Rearranjando a equação (VII), obtém-se

$$\frac{n_i y_i}{\phi} = \sum_{k=1}^n \epsilon_{ik} = \epsilon_{i1} + \epsilon_{i2} + \dots + \epsilon_{ii-1} + \epsilon_{ii} + \epsilon_{ii+1} + \dots + \epsilon_{in} \quad (\text{VIII})$$

e

$$\epsilon_{ii} = \frac{n_i}{\phi} - \sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik} \quad (\text{IX})$$

Sustituindo a equação (IX) na equação (VI), obtém-se

$$n_{ii} = \frac{n_i}{\phi} - w_i n_i \left(1 + \frac{n_i y_i}{\phi}\right) - \sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik} \quad (\text{X})$$

$$n_{ii} = -n_i \left( w_i - \frac{1 - w_i \epsilon_{yi}}{\phi} \right) - \sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik} \quad (\text{XI})$$

O primeiro termo do lado direito da igualdade de (XI) corresponde à fórmula geralmente usada, para estimativa de elasticidades de demanda de produtos específicos pressupondo a premissa de independência de desejos. Com a pressuposição de não-independência de desejos, a discrepância entre a elasticidade-preço calculada pelo método de Frisch e a

verdadeira elasticidade-preço,  $n_{ii}$ , é igual a  $\sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik}$ . Ayanian (1969)

demonstrou que a possibilidade, na ausência de independência de dese-

jos, isto é,  $\sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik} = 0$ , de que os efeitos de complementariedade anu-

lem exatamente todos os efeitos de substituição relacionados com o bem  $i$  parece muito reduzida. Se o bem  $i$  é substituto de diversos bens,

como no caso provável de produtos específicos, então  $\sum_{k, k \neq i}^n \epsilon_{ik}$  é

maior que zero e as estimativas de Frisch são tendenciosas. A ignorância desses efeitos combinados, em virtude de pressuposição de independência de desejos, conduz a subestimativas das verdadeiras elasticidades.

O cálculo das células da matriz de elasticidade-preço da demanda exige estimativas de elasticidades-renda, parcelas de orçamentos e flexibilidades-renda da utilidade marginal do dinheiro. O próprio método sugerido por Frisch, para o cálculo de  $\phi$ , baseia-se na premissa de independência de desejos:

$$\phi = \frac{n_{y_i} (1 - w_i n_{y_i})}{n_{ij} - w_i n_{y_i}} \quad (\text{XII})$$

Ao empregar a equação (XII) para obter estimativas de  $\phi$ , deve-se, portanto, utilizar estimativas de  $n_i$ ,  $w_i$  e  $n_{ij}$  obtidas de amplos agregados de produtos, para os quais a premissa de independência de desejos seja válida.

Estimativas anteriores de  $\phi$ , para outros países, foram apresentadas por Goodwin & Brandt (1980). Em geral, os valores de  $\phi$  obtidos nesses países situam-se dentro dos limites -1 e -3.

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

As variáveis dispêndio com agregados de produtos e dispêndio total foram inicialmente transformadas, de acordo com a equação (I), fazendo  $\lambda$  variar entre limites arbitrários, -0,7 e -0,1, a intervalos de 0,1, e fazendo com que  $\mu$  variasse de -1,0 a -0,1, a intervalos também iguais a 0,1. Obtiveram-se estimativas de variância de erro para cada regressão de  $v_i$  sobre  $y_i$  e, em seguida, calcularam-se os valores  $L_{\max}(\lambda)$  e  $L_{\max}(\mu)$ . Verifica-se que, nas médias, os parâmetros  $\lambda$  e  $\mu$  que maximizavam verossimilhança variavam entre produtos (alimentos, fumo e bens e serviços não-agrícolas) e entre as regiões em que foi dividido o País (Centro-Sul, Norte-Oeste e Nordeste).

No caso de alimentos, os valores de  $\lambda$  e  $\mu$  que maximizavam verossimilhança eram iguais a -0,2 e -0,5, respectivamente, na região Centro-Sul; iguais a -0,2 e -0,6, respectivamente, nas regiões Norte-Oeste e Nordeste. Para o caso do fumo, os valores de máxima verossimilhança de  $\lambda$  e  $\mu$  eram iguais a -0,3 e -0,7, respectivamente, na região Centro-Sul, e iguais a -0,3 e -0,6, respectivamente, na região Nordeste. Para as funções de demanda de bens e serviços não-agrícolas, os parâmetros de máxima verossimilhança foram os seguintes: região Centro-Sul,  $\lambda = -0,4$  e  $\mu = -0,5$ ; região Norte-Oeste,  $\lambda = -0,3$  e  $\mu = -0,3$  e região Nordeste,  $\lambda = -0,6$  e  $\mu = -0,6$ . Visto que, em todos os nove modelos, os valores de máxima verossimilhança dos parâmetros de transformação eram menores que zero, pode-se prever que as elasticidades-renda real da procura são decrescentes, para níveis crescentes de renda dos consumidores. Isto sugere que as formas funcionais duplo-log e linear ( $\lambda = 0$ ,  $\mu = 0$ , e  $\lambda = 1$ ,  $\mu = 1$ , respectivamente) não são apropriadas para analisar a demanda desses produtos, nessas regiões. O fato de serem as funções de verossimilhança, para os diferentes grupos de produtos e regiões, maximizadas em diferentes valores de  $\lambda$  e  $\mu$ , mostra que a forma funcional que me-

lhor se aproxima da verdadeira estrutura varia entre grupos de produtos e entre regiões. Os resultados obtidos também indicam que as formas funcionais apropriadas se afastam, em alguns casos, das funções linear e duplo-log, que têm sido as expressões mais usadas em pesquisa aplicada de demanda.

Constatou-se também que as estimativas dos coeficientes de regressão ( $\beta_1$ ) das equações que incluíam parâmetros que maximizavam verossimilhança eram sempre maiores que os respectivos erros-padrão. Como se sabe, o valor esperado da estatística t, de Student, é igual à unidade, quando  $\alpha = 0,25$  e g.l. = 1 (teste unilateral). Inúmeros estudos econômicos consideram que é este um teste suficiente de significância estatística.

As equações estimativas de dispêndio com alimentação, fumo e bens e serviços não-agrícolas, condicionadas em dispêndio total e tamanho da UF, para as três grandes regiões e para o País, são apresentadas na Tabela 1. Nessa Tabela, apresentam-se apenas as estimativas dos parâmetros das equações "gerais", isto é, com transformações de máxima verossimilhança. Nestas equações de forma "geral", a variável tamanho da UF é incluída com as mesmas transformações exponenciais das estimadas para variável dispêndio total, para cada região e para cada produto.

As estatísticas de Durbin-Watson (DW) calculadas para as equações de forma "geral" variam de 0,488 a 2,457, indicando que, em três das nove regressões de forma "geral", ocorrem problemas de correlação serial positiva nos resíduos dessas equações. Vale lembrar, contudo, que a estatística de DW pode não ser aplicável no presente caso, em razão do reduzido tamanho das amostras usadas. Além disso, salienta-se que os baixos valores de estatísticas DW podem ser decorrentes de um viés de agregação, o que é bastante provável em se tratando de dados sobre unidades de consumo previamente agregadas. Outras possibilidades podem ser a presença de erros nas variáveis e o problema de viés de simultaneidade. Nenhuma dessas possibilidades foi considerada, em maior profundidade, no presente estudo. Zarembka (1974) demonstrou que os estimadores de máxima verossimilhança de modelos não lineares são coerentes, mesmo na presença de erros autocorrelacionados.

Os valores calculados da estatística t para os testes da hipótese nula de homocedasticidade, nos modelos com transformação de máxima verossimilhança, foram os seguintes:

Região Centro-Sul:	Alimentos	0,835
	Fumo	1,574
	Não-agrícolas	0,209

Região Norte-Oeste:	Alimentos	0,353
	Fumo	0,686
	Não-agrícolas	0,318
Região Nordeste:	Alimentos	0,240
	Fumo	0,930
	Não-agrícolas	0,568

Os valores esperados da estatística  $t$ , ao nível 0,05 de probabilidade, para as três regiões, são iguais a 1,645 (região Centro-Sul), 1,746 (região Norte-Oeste) e 1,895 (região Nordeste). Evidencia-se que, em nenhum dos nove modelos, a hipótese de homocedasticidade dos termos de erro deve ser rejeitada. Tal como demonstrado por Zarembka (1972), se as transformações exponenciais dos parâmetros provocam homocedasticidade do termo de erro, os parâmetros das relações são estimados de modo coerente. Além disso, esses resultados mostram que a correção prévia dos dados agregados, de acordo com o tamanho da amostra, não é necessária. Na verdade, essa correção, realizada em teste preliminar, resultou em "perturbação" generalizada das equações empíricas. Tal fenômeno, aliás, tem sido constatado em casos, como o do presente estudo, em que os tamanhos das amostras dos estratos não diferem entre si de modo significativo.

As nove equações de dispêndio, para os três agregados de produtos e para as três regiões, com as transformações de máxima verossimilhança, indicaram relações estruturais de demanda coerentes com a teoria e com pesquisas empíricas anteriormente conduzidas no País. Todos os coeficiente da variável dispêndio total apresentaram o sinal positivo esperado. Além disso, com uma única exceção, os sinais dos coeficientes da variável tamanho da UF indicaram sempre relação direta com dispêndio por UF. Em todos os nove modelos, os coeficientes de regressão parcial de  $y_i$  foram, pelo menos, dez vezes maiores que os erros-padrão correspondentes. Com uma única exceção, os coeficientes de  $y_2$ , nas equações de máxima verossimilhança, foram maiores que os respectivos erros-padrão.

Inúmeras formas funcionais têm sido sugeridas para analisar a relação de Engel. Como se demonstrou anteriormente, essas formas são casos específicos da forma funcional com transformações exponenciais. Evidenciou-se, também, que o emprego de formas funcionais inadequadas pode conduzir a estimativas tendenciosas das elasticidades da demanda. Testes de razão de verossimilhança, não apresentados no presente texto, mostraram que, em todos os casos (produtos e regiões), as cinco formas funcionais arbitrárias eram estatisticamente diferentes das

formas funcionais com transformações de máxima verossimilhança. Esse resultado apóia a evidência obtida no que se refere a erros de estimação das elasticidades de demanda, quando se empregam formas funcionais arbitrárias.

Os dados da Tabela 2 são apresentados com o intuito de mostrar os erros relativos de estimação que ocorreriam caso se utilizassem especificações arbitrárias, em vez da forma funcional mais apropriada, em cada das combinações de produtos e regiões. Verifica-se, inicialmente, que a forma funcional semi-log gera, sistematicamente, elasticidades-renda maiores que as das outras cinco formas funcionais. A forma funcional log-inversa, por outro lado, produz elasticidades-renda da demanda sempre menores que as obtidas a partir das outras formas funcionais.

Os dados da Tabela 2 mostram que o emprego de formas funcionais arbitrárias pode provocar erros de superestimação das elasticidades-renda da demanda de alimentos superiores a 550% das elasticidades obtidas a partir da forma funcional apropriada. Os erros de subestimação, por outro lado, podem corresponder a até 167% dessas elasticidades.

As elasticidades-renda da demanda calculadas a partir dos parâmetros da forma funcional de máxima verossimilhança são coerentes com as expectativas *a priori*. Nas três regiões estudadas, os valores de  $\eta_{y1}$  indicaram que, em conjunto, os produtos alimentícios são considerados bens normais, pelos consumidores "típicos" dessas regiões. As elasticidades-renda da demanda agregada de alimentos variam de 0,2 a 0,4, aproximadamente.

As estimativas de elasticidade-renda da demanda de fumo, para as três regiões consideradas, obtidas das equações de forma "geral", também são coerentes com as expectativas e indicam que esse produto também é considerado bem normal pelos consumidores "típicos" dessas regiões. As elasticidades-renda da demanda de fumo, calculadas com base nos parâmetros dessas três equações, variam de 0,4 a 0,8, aproximadamente.

No que se refere às elasticidades-renda da demanda agregada de bens e serviços não-agrícolas, calculadas com base nas médias de dispêndio com esses itens e de dispêndio total e com base nos parâmetros estimados das equações de forma "geral", as evidências mostram que esses itens (habitação, vestuário, saúde e educação) são bens de luxo, para os consumidores "típicos" das regiões consideradas. Esse resultado seria coerente com o julgamento de que parcela considerável da população do País ainda não dispõe de renda suficiente para atender às exigências "básicas" de moradia, roupa, saúde e instrução.

As estimativas de flexibilidade-renda da utilidade marginal do dinhei-

ro ( $\phi$ ) são necessárias para o cálculo das elasticidades-preço e cruzadas da demanda de alimentos, fumo e bens e serviço não-agrícolas. Estimativas fidedignas de  $\phi$  baseiam-se também na pressuposição de independência de desejos e, portanto, são obtidas a partir de elasticidades-preço e renda da demanda de agregados relativamente amplos de produtos, para os quais essa pressuposição é razoavelmente válida.

A Tabela 3 apresenta os dados básicos usados nos cálculos de  $\phi$  e os valores correspondentes de flexibilidade do dinheiro, para o País, como um todo. O menor valor de  $\phi$  obtido foi igual a -2,1846 e o maior valor calculado desse parâmetro foi igual a -1,0130. Estudos anteriores, realizados em diferentes países, indicaram valores de flexibilidade do dinheiro situados dentro dos limites -3 e -1 (Ayanian 1969).

No presente estudo, utilizou-se o valor mediano ( $\phi = 1,5988$ ) das estimativas de flexibilidade-renda da utilidade marginal do dinheiro obtidas para o País, como um todo, com base nas elasticidades estruturais da demanda de agregados de produtos alimentícios.

Tal como demonstrado por Ayanian (1969), a taxa de agastamento de uma  $n_{jk}$  estimada, da verdadeira  $n_{jk}$ , é bastante reduzida, caso o valor utilizado de  $\phi$  seja próximo de -2. E, para valores de  $\phi$  menores que -2 (em termos absolutos), a "sensibilidade" de  $n_{jk}$  em relação a  $\phi$  aumenta de modo extremamente rápido. Para  $\phi > 2$ , a "sensibilidade do valor estimado de  $n_{ij}$ , em relação a  $\phi$ , aproxima-se rapidamente de zero. Destarte, aquele autor reconheceu que, nos casos em que se dispõe de diversas estimativas de  $\phi$ , deve-se atribuir maior peso às estimativas mais altas (em termos absolutos) para obter o valor médio de  $\phi$ , a fim de reduzir o erro esperado. Por essa razão, usa-se a mediana, e não a média aritmética dos valores de  $\phi$  apresentados na Tabela 3.

Foi demonstrado também que as elasticidades-preço diretas ( $n_{ij}$ ) são n-1 vezes mais sensíveis a erros em  $\phi$ , que as elasticidades-cruzadas,  $n_{ij}$ . O fator n-1 depende unicamente do número de setores incluídos no modelo. Outra maneira de evidenciar essa relação é a seguinte: quando se emprega um valor incorreto de  $\phi$ , o erro total introduzido nas estimativas de  $n_{ij}$  é igual ao erro total introduzido nas estimativas de  $n_{ij}$ , mas esse último total se distribui entre quantidades de elasticidades ( $n_{ij}$ ), algumas (n-1) vezes maiores que o primeiro total.

Na Tabela 4 vêem-se as estimativas de elasticidades de demanda para os três agregados de produtos, para as três regiões incluídas na análise. Em todas as regiões, os valores obtidos indicam que a demanda agregada de alimentos é preço-inelástica. Nota-se também que as três estimativas de elasticidade-preço da demanda de alimentos apresentam os sinais esperados e indicam relação inversa entre preços e consumo de alimentos. Baixos valores absolutos das elasticidades-preços da demanda de ali-

mentos indicam que as respectivas flexibilidades-preço devem ser bastante elevadas. Estas, por sua vez, mostram que pequenas flutuações no suprimento de mercado tendem a provocar grandes variações nos preços dos produtos. É conveniente lembrar que se está descrevendo uma situação ao nível de demanda primária ou de varejo. A demanda de alimentos a nível derivado (produtor) deve ser ainda mais preço-inelástica que a nível primário.

As estimativas de elasticidades-preço da demanda de fumo também apresentam sinais negativos, coerentes e superiores (em termos absolutos) às correspondentes elasticidades da demanda de alimentos, mas ainda indicam demanda preço-inelástica. Esses resultados eram esperados, dada a natureza formadora de hábito associada a esse produto.

A demanda agregada de bens e serviços não-agrícolas também é preço-inelástica, conquanto as estimativas de  $n_{33}$  obtidas indiquem sensibilidade bem mais elevada do consumo desses itens, em conjunto, a variações nos próprios preços, quando comparados com  $n_{11}$  (alimentos) e  $n_{22}$  (fumo). Esses resultados são coerentes com as expectativas e com o conhecimento de que as parcelas de dispêndio ( $w_3$ ) com esses itens representam de 58% a 78% dos dispêndios totais dos consumidores (Tabela 4).

As elasticidades-cruzadas de todos os bens, em todas as regiões, apresentam sinais negativos e indicam que os três grupos de produtos são complementares em consumo, conquanto moderados. Uma das características das elasticidades-cruzadas apresentadas na Tabela 4 é que as estimativas de  $n_{ij}$  referentes a alimentos indicam maior sensibilidade da demanda desses produtos a variações nos preços de bens e serviços não-agrícolas que a variações nos preços de fumo. Esse fato tem implicações políticas de grande importância. A crescente extensão de facilidades de crédito ao consumidor, para aquisição de bens de consumo durável e semidurável, aliada aos efeitos promocionais e de demonstração, tende a fazer com que os consumidores comprometam parcelas progressivamente maiores de sua renda na aquisição de bens e serviços de ostentação, limitando a parcela da renda disponível para aquisição de alimentos. É possível, mesmo, que essa tendência já esteja afetando os níveis e a qualidade da dieta de grande parte dos consumidores.

Ainda na Tabela 4 são apresentadas as "elasticidades" de tamanho da UF ( $n_{y_2}$ ). Em todos os casos, valores positivos de  $n_{y_2}$  correspondem a baixas elasticidades-renda da demanda e valores negativos de  $n_{y_1}$  são sempre acompanhadas de altas elasticidades-renda. Para os casos em que a "elasticidade" de tamanho é negativa, acréscimos no tamanho da UF, ao reduzirem a renda *per capita*, provocam redução no dispêndio *per capita*. Noutros termos, para certo nível de renda, por UF, um acré-

cimo no tamanho da UF tende a provocar mudanças nos padrões de compra, reduzindo a aquisição de bens mais caros e aumentando a compra de produtos mais baratos. É particularmente notável que esse padrão de mudança se processe, nas regiões Centro-Sul e Norte-Oeste, com fumo e bens e serviços não-agrícolas, ao passo que na região Nordeste, que é a de mais baixo nível de renda *per capita*, isso ocorra com alimentos.

Noutros termos, acréscimos no tamanho das UF tendem a provocar redução do dispêndio total com o fumo e com bens e serviços não-agrícolas e aumento nos gastos com alimentos, nas regiões Centro-Sul e Norte-Oeste. Na região Nordeste, tende a ocorrer o inverso: aumento do gasto total com fumo e bens e serviços não-agrícolas e redução do gasto total com alimentos.

O somatório das elasticidades-renda e de tamanho da UF evidencia a importância das economias ou deseconomias de escala no consumo. Com exceção de produtos e serviços não-agrícolas, na região Nordeste, as somas dessas duas elasticidades são maiores que a unidade, indicando ocorrência de economias de escala no consumo, isto é, que o dispêndio com alimentos, fumo e bens e serviços não-agrícolas, nas regiões Centro-Sul e Norte-Oeste, e com alimentos e fumo, na região Nordeste, mostra relação inversa com o tamanho da UF. Na medida em que os resultados obtidos espelhem os verdadeiros efeitos de tamanho das UF sobre a estrutura de demanda, é de esperar que, no futuro, reduções no tamanho da UF, decorrentes dos programas de controle da natalidade, contribuam para aumentar os níveis de consumo *per capita* de alimentos e fumo em todas as regiões, conquanto influam de modo diferenciado nos níveis de dispêndio *per capita* e total com esses itens.

### CONCLUSÕES

Os resultados obtidos na presente pesquisa estão de acordo com o conhecimento teórico e com os resultados de estudos realizados no País e no Exterior. Algumas conclusões merecem destaque e são discutidas em seguida.

Verificou-se, inicialmente, que, nas respectivas médias, os parâmetros de transformação que maximizam verossimilhança variavam sensivel-

mente, tanto entre agregados de produtos, como entre as regiões em que foi dividido o País. Isso mostra que o emprego de modelos de demanda excessivamente arbitrários tende a enviesar as estimativas estruturais de demanda. Ainda no início das análises, constatou-se também que, em todos os modelos, os parâmetros de máxima verossimilhança eram menores que zero, podendo-se, portanto, prever que as elasticidades de demanda seriam decrescentes para níveis crescentes de renda dos consumidores. Essa é uma constatação importante em, pelo menos, dois aspectos. Primeiro, ela evidencia coerência com expectativas acerca de comportamento dos consumidores e, segundo, mostra que as formas funcionais usualmente discriminadas de modo arbitrário, como a linear e duplo-log, não são apropriadas para análise da demanda desses agregados de produtos, pelo menos nessas regiões. Evidenciou-se que a escolha *a priori* e arbitrária dos parâmetros de transformação pode provocar erros de especificação, tanto no que diz respeito à forma funcional como no que se refere às variáveis a serem incorporadas nos modelos de demanda. Disso se conclui que o uso de forma funcional inadequada pode provocar discriminação incorreta dos modelos.

A análise comparativa de seis formas funcionais alternativas das funções de demanda mostrou que o emprego de formas funcionais arbitrárias, além dos problemas enumerados anteriormente, pode conduzir a erros de superestimação das elasticidades-renda da demanda de alimentos superiores a 550% das elasticidades obtidas a partir de modelo com transformações que maximizam verossimilhança. Os erros de subestimação, por outro lado, podem ser equivalentes a 167% dessas últimas estimativas. Os resultados obtidos com o uso do modelo BCZ indicam que, para os consumidores, o impacto de políticas de redução de preços de alimentos pode exercer efeitos significativamente diferentes sobre a demanda desses produtos e alterar as previsões obtidas pelos modelos de formas funcionais arbitrárias.

As elasticidades-renda da demanda calculadas a partir da forma funcional apropriada, com as transformações de máxima verossimilhança, são coerentes com as expectativas e indicam, para as três regiões, que alimentos e fumo são bens normais e que bens e serviços não-agrícolas são considerados bens de luxo, conquanto moderados, por quase todos os consumidores das três regiões. As elasticidades-renda da demanda agregada de alimentos variaram de 0,2 a 0,4; as elasticidades-renda da demanda de fumo, de 0,4 a 0,8, e as elasticidades-renda de bens e serviços não-agrícolas oscilaram dentro dos limites 1,0 e 1,3.

Os resultados alcançados mostraram que a demanda agregada de alimentos situa-se na amplitude preço-inelástica, coerente com as expectativas e com o conhecimento teórico. Para as três regiões estudadas, as elasticidades-preço da demanda agregada de alimentos variaram de -0,19 a -0,23. Um aspecto a ressaltar é que esses valores situam-se em nível intermediário aos obtidos, por outros autores, para os Estados Unidos ( $n_{11} = -0,10$ ) e para a Índia ( $n_{11} = -0,30$ ), países com renda real *per capita* maior e menor, respectivamente, que a do Brasil. Baixos valores de  $n_{11}$ , como os obtidos no presente estudo, fornecem dados importantes para as políticas de preço e produção agrícola. As políticas de expansão da produção podem resultar em menor renda agrícola a curto prazo, uma vez que a demanda é preço-inelástica. É importante notar, contudo, que a demanda enfrentada pelos produtores é o resultado do somatório ponderado das demandas interna e de exportação de produtos.

A baixa elasticidade-preço da demanda de alimentos, que variou de -0,46, para o estrato mais pobre da região Nordeste, a -0,07, para o estrato mais rico da região Centro-Sul, mostra que variações na produção de alimentos liberam forças desestabilizadoras na economia. Uma expansão autônoma na demanda pode induzir forças inflacionárias no mercado de alimentos, caso não seja acompanhada de acréscimos correspondentes na produção. A retenção de estoques, pelos comerciantes, pode acentuar a elevação dos preços, a curto prazo. Por outro lado, uma expansão acentuada da produção de alimentos tende a provocar queda mais que proporcional nos preços, podendo mesmo atingir níveis inferiores aos custos de produção. Paradoxalmente, esse fenômeno pode coexistir com baixos níveis de consumo alimentar nos estratos mais pobres da população.

Outra inferência relevante deste estudo refere-se ao grau de dependência das regiões em desenvolvimento em relação ao setor agrícola, o qual tende a decrescer, na medida em que se eleva o nível de renda da população. Isso se deve ao fato, evidenciado no estudo, de que a elasticidade-renda da demanda de alimentos é menor que a unidade e tende a decrescer, na medida em que o nível de renda se eleva. 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. Outro ponto a ressaltar é que as tendências, observadas em passado recente e projetadas para o futuro, de declínio da taxa de natalidade e do tamanho médio das unidades familiares venham a exercer impacto adicional sobre a demanda regional agregada de alimentos.

TABELA 1. Estimativas de parâmetros de funções de dispêndios, Brasil, 1974.

Região	Variável explicativa <sup>a</sup>			R <sup>2</sup>	DW <sup>b</sup>	λ	μ	L <sup>e</sup>
	β <sub>0</sub>	γ <sub>1</sub>	γ <sub>2</sub>					
		Alimentos						
Centro-Sul	0,11679	0,51486.10 <sup>1</sup> (46,431)	0,25895.10 <sup>-1</sup> (3,494)	0,990	1,229*	-0,2	-0,5	218,0967
Norte-Oeste	0,10871	0,10592.10 <sup>2</sup> (10,945)	0,77379.10 <sup>-1</sup> (3,189)	0,969	0,711	-0,2	-0,2	100,6666
Nordeste	0,13504	0,10640.10 <sup>2</sup> (43,754)	-0,36126.10 <sup>-2</sup> (0,485)	0,999	2,547	-0,2	-0,6	65,43805
		Fumo						
Centro-Sul	0,13099	0,58210.10 <sup>2</sup> (23,088)	-0,91105.10 <sup>-1</sup> (2,705)	0,956	0,567*	-0,3	-0,7	163,2931
Norte-Oeste	0,13157	0,23036.10 <sup>2</sup> (11,793)	-0,96001.10 <sup>-1</sup> (1,960)	0,947	1,279	-0,3	-0,6	88,0245
Nordeste	0,11561.10 <sup>-1</sup>	0,13334.10 <sup>2</sup> (15,862)	0,12243.10 <sup>-1</sup> (0,475)	0,992	1,434	-0,5	-0,6	54,2756
		Não-agrícolas						
Centro-Sul	0,65494.10 <sup>-2</sup>	0,34219.10 <sup>1</sup> (63,473)	-0,14786.10 <sup>-1</sup> (4,104)	0,994	0,557*	-0,4	-0,5	244,0582
Norte-Oeste	0,90002.10 <sup>-2</sup>	0,15235.10 <sup>1</sup> (28,666)	-0,42453 (2,672)	0,990	0,489	-0,3	-0,3	111,1701
Nordeste	-0,16087.10 <sup>-2</sup>	0,21491.10 <sup>1</sup> (23,763)	0,10920.10 <sup>-3</sup> (3,941)	0,997	1,624	-0,6	-0,6	74,3406

Fonte: dados da pesquisa.

(a) Estatística t de Student entre parênteses.

(b) DW indica estatística de Durbin-Watson

(\*) Indica autocorrelação serial positiva, significante ao nível de 0,05 de probabilidade.

**TABELA 2. Elasticidades-renda da demanda, formas funcionais alternativas, regiões do Brasil, 1974<sup>a</sup>.**

Forma funcional	Centro-Sul		Norte-Oeste		Nordeste	
	$n_{y_1}$	$\Delta n_{y_1}^*$	$n_{y_1}$	$\Delta n_{y_1}^*$	$n_{y_1}$	$\Delta n_{y_1}^*$
Alimentos						
Linear	0,416	84,89	0,377	104,89	0,416	74,79
Duplo-log	0,503	123,56	0,453	146,20	0,509	113,87
Semi-log	1,036	360,44	1,201	552,72	1,439	504,62
Log-inv.	0,074	-167,11	0,115	-37,50	0,233	-2,10
Inversa	0,142	-36,89	0,261	41,85	0,646	171,43
Geral	0,225	...	0,184	...	0,238	...
Fumo						
Linear	0,364	- 7,38	0,427	1,67	0,644	-16,04
Duplo-log	0,661	68,19	0,602	43,33	0,764	- 0,39
Semi-log	1,151	192,88	1,414	236,67	2,231	190,87
Log-inv.	0,107	-72,77	0,183	-56,43	0,354	-53,85
Inversa	0,191	-51,40	0,356	-15,24	0,996	29,86
Geral	0,393	...	0,420	...	0,767	...
Não-agrícolas						
Linear	1,150	13,30	1,236	- 3,36	1,409	14,65
Duplo-log	1,236	21,77	1,282	0,23	1,369	11,39
Semi-log	2,552	151,43	3,532	176,15	4,701	282,51
Log-inv.	0,181	-82,17	0,329	-74,28	0,618	-49,72
Inversa	0,325	-67,98	0,713	-44,25	2,019	64,28
Geral	1,015	...	1,279	...	1,229	...

Fonte: dados da pesquisa

- (a)  $n_y$  é a elasticidade-renda da demanda;  $\Delta n_y^*$  é o erro de estimação, relativo ao emprego da forma funcional apropriada (geral), expresso em percentagem da elasticidade obtida a partir da equação de máxima verossimilhança.

**TABELA 3. Flexibilidades-renda da utilidade marginal do dinheiro, obtidas de diferentes estimativas de elasticidades de demanda de agregados de produtos agrícolas. Brasil, 1974.**

Produto	$W_i$	$n_{y_i}$	$n_{i_i}$	$\phi$
Cereais e derivados	0,0376	0,1588	-0,1549	-1,0604
Tubérculos e raízes	0,0082	0,1001	-0,0874	-1,1552
Açúcares e derivados	0,0076	0,2021	-0,1946	-1,0451
Leguminosas e oleaginosas	0,0105	0,0142	-0,0066	-2,1846
Hortaliças	0,0133	0,4425	-0,4396	-1,0143
Frutas	0,0104	0,6298	-0,6242	-1,0130
Carnes e pescado	0,0627	0,4289	-0,4354	-1,0218
Ovos, leite e queijos	0,0214	0,5134	-0,5114	-1,0148
Óleos e gorduras	0,0144	0,2166	-0,2113	-1,0370
Bebidas e derivados	0,0144	0,3568	-0,3527	-1,0213
Fumo	0,0144	0,4437	-0,4420	-1,0122

Fonte: dados da pesquisa.

**TABELA 4. Matrizes de elasticidades de demanda. Regiões do Brasil, 1974<sup>a</sup>.**

Produto (i)	Produtos (j)			b	b	$W_i$
	1	2	3	n $y_1$	n $y_2$	
Região Centro - Sul						
Alimentos (1)	-0,193	-0,002	-0,064	0,225	0,074	0,204
Fumo (2)	-0,069	-0,258	-0,092	0,393	-0,194	0,012
Não-agrícolas (3)	-0,178	-0,009	-0,892	1,015	-0,281	0,783
Região Norte-Oeste						
Alimentos (1)	-0,166	-0,002	-0,026	0,184	0,177	0,265
Fumo (2)	-0,098	-0,285	-0,060	0,420	-0,232	0,017
Não-agrícolas (3)	-0,290	-0,016	-0,988	1,279	-0,423	0,719
Região Nordeste						
Alimentos (1)	-0,230	-0,002	-0,032	0,238	-0,007	0,400
Fumo (2)	-0,231	-0,486	-0,103	0,767	0,062	0,018
Não-agrícolas (3)	-0,328	-0,010	-0,949	1,229	0,056	0,582

Fonte: dados da pesquisa

- (a) As elasticidades-preço ( $n_{ii}$ ) não apresentadas na diagonal e as elasticidades-cruzadas ( $n_{ij}$ ) encontram-se abaixo e acima da diagonal.
- (b) Os somatórios de  $n_{y_1}$  e  $n_{y_2}$  fornecem estimativas dos parâmetros de economias de escala no consumo.

## REFERÊNCIAS

- AYANIAN, R. A comparison of Barten's estimated demand elasticities with those obtained using Frisch's method. *Econometrica*, Bristol, **37**(1):79-94, 1969.
- BARTEN, A.P. The system of consumer demand functions approach: a review, *Econometrica*, Bristol, **45**(1):23-51, 1977.
- BOX, G.E.P. & COX, D.R. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, **26-B**:211-252, 1964.
- BOX, G.E.P. & TIDWELL, P.W. Transformation of the independent variables, *Technometrics*, Washington, D.C., **4**:531-550, 1962.
- DEATON, A. A reconsideration of the empirical implications of additive preferences, *Economic Journal*, Cambridge, **84**(2):338-348, 1974.
- DRAPER, N.R. & COX, D.R. On distributions and their transformation to normality, *Journal of the Royal Statistical Society*, London, **31-B**: 472-476, 1969.
- FRISCH, R. A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sector, *Econometrica*, Bristol, **27**(1): 177-196, 1959.
- GLEJSER, H. A new test for heteroskedasticity, *American Statistical Association Journal*, Washington, D.C., **64**(2): 316-323, 1969.
- GOODWIN, J.B. & BRANDT, J.A. An empirical comparison of "Frisch" and "time series" demand price elasticities for individual commodities, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Ottawa, **28**(1):45-53, 1980.
- HOUTHAKKER' H.S. Additive preferences, *Econometrica*, Bristol, **28**(1): 244-257, 1960.
- HOWE, H. Development of the extended linear expenditure system from simple savings assumptions, *European Economic Review*, Amsterdam, **6**(2): 303-310, 1975.
- IKEHARA, I.C. *Alocação de dispêndios com produtos agrícolos no Brasil: Um modelo com parâmetros variáveis*. Viçosa, UFV, 1981, 140p. (Tese M.S.).
- KENDAL, M.G. & STUART, A. *The advanced theory of statistics: inference and relationships*. London: Griffin, 1967, 316p.
- KIRSTEN, J.T. *Elasticidade-renda da demanda de produtos agrícolas: um ensaio econométrico*. São Paulo: IPE-USP. 1977, 57p., (Trabalhos para discussão interna).
- SCHLESSELMAN, J. Power families: a note on the Box-Cox transformation. *Journal of the Royal Stitiscal Society*, London, **33-B**: 307-311, 1971.
- SOARES, M.F.V.: BRANDT, S.A. & GOMES, A.R.M. *Estrutura e expansão do mercado interno - indicação para política agrícola*. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRONOMIA, 17, Curitiba, 1979, Anais . . . vol. 1, p.205.
- TEIXEIRA, S.M. *Income, family composition and social factors as variables in an expenditure model: the case of Brazil*, West Lafayette: Purdue University, 1979, 158p. (Tese Ph.D.).

- TUKEY, J.W. On the comparative anatomy of transformations. **Annals of Mathematical Statistics**, London, **28**: 602-632, 1957.
- TURNER, M.E.; MONROE, R.J.; LUCAS, H.L. Generalized asymptotic regression and non-linear path analysis, **Biometrika**, Raleigh, **17**(1): 120-143, 1961.
- ZAREMBKA, P. **Toward a theory of economic development**. San Francisco, Holden Day, 1972, 249p.
- ZAREMBKA, P. **Frontiers of econometrics**. New York: Academic Press, 1974, 252p.
- ZELINER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias. **American Statistical Association Journal**, Washington, D.C., **57**(2): 348-368, 1962.