

## ELASTICIDADE-RENDA DE QUALIDADE, DE DISPÊNDIO E DE DEMANDA DE CARNE BOVINA, EM SÃO LUÍS, MARANHÃO\*

Antônio Alberto Alessandro de Barros  
Sérgio Alberto Brandt  
Alexandre Aad Neto  
Alberto Martins Rezende  
Heloisa Helena Ladeira\*\*

### 1. INTRODUÇÃO

No período de 1947 a 1970, a produção nacional de carne bovina cresceu de 866.000 toneladas para 1.746.000 toneladas, enquanto a quantidade média anual exportada no período foi da ordem de 54.000 toneladas (2). Ainda no mesmo período, observou-se que o consumo interno *per capita* oscilou entre 16,7 e 15,8 quilos por ano, sem apresentar qualquer evidência significativa de expansão, a despeito do incremento acentuado na renda real *per capita* dos consumidores, constatado no mesmo período. As exportações brasileiras de carne, em 1964/65, atingiram uma média anual de 27 mil e 400 toneladas, no valor de 18 milhões de dólares, enquanto, em 1972/73, esta média elevou-se a 122 mil e 100 toneladas, no valor de 151 milhões de dólares (9).

Atualmente, o Governo Federal conduz uma política de controle de exportações de carne bovina, estimulando a exportação de tipos ou cortes de qualidades superiores e restringindo a exportação de produto de tipos inferiores, os quais vêm sendo encaminhados ao mercado interno. Na medida em que existe uma demanda interna para o produto de tipos superiores, este tipo de intervenção no mercado tende a conduzir a um menor nível de bem-estar, que seria alcançado sob condições de mercado livre. É evidente que o Poder Público considera, em sua decisão de intervir, os benefícios advindos do incremento da receita cambial, obtido com a exportação de carne. Isto não quer dizer que também não seja duvidoso que a restrição de exportações com tipos melhores seja coerente com objetivos de maximização de receita, visto existir demanda externa para todos os tipos de carne, problema adequado a outra pesquisa (Nos países «mais ricos» nem toda população é «mais rica»). Entretanto, uma política desta natureza não pode ser avaliada sem um conhecimento mais preciso das relações de demanda

---

\* Trabalho baseado na tese apresentada pelo primeiro autor à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Economia Rural, para obtenção do grau de «Magister Scientiae».

Recebido para publicação em 01-08-1975.

\*\* O primeiro autor é Economista, Professor da Escola Superior de Florestas, exercendo o cargo de Diretor do Centro de Planejamento e Desenvolvimento — CEPLAD — da Universidade Federal de Viçosa; os demais são professores da Universidade Federal de Viçosa.

interna para tipos ou cortes de carne bovina de qualidade superior e, especialmente, das relações entre incrementos na renda dos consumidores e variações da demanda potencial desta parcela de qualidade superior do suprimento total da carne bovina.

O objetivo geral da pesquisa é estimar relações de dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina, no mercado de São Luís-Maranhão.

O principal objetivo do estudo é estimar «elasticidade de qualidade» da procura de carne bovina, no mercado de São Luís, Estado do Maranhão. Em nível secundário, pretende-se especificar e quantificar os efeitos de renda, tamanho e composição da unidade familiar sobre dispêndio e consumo de carne bovina, naquele mercado.

É aparente que um estudo de âmbito nacional seria de maior utilidade para a formação de políticas para este setor da pecuária. Entretanto, em vista de inexistência de pesquisas anteriores, no Brasil, sobre este problema específico — relações de renda e qualidade de um produto alimentício — julgou-se que muito poderia ser ganho, em termos de conhecimentos empírico e metodológico, caso o estudo se restringisse a um pequeno mercado e usasse informações que permitissem análise mais pormenorizada do problema.

Em 1955, um estudo pioneiro sobre «elasticidade de qualidade» da procura de produtos alimentícios foi realizado por PRAIS e HOUTHAKER (11), no Reino Unido, usando dados de orçamentos familiares. Neste estudo, entre outras coisas, os autores desenvolveram metodologia para análise de relação renda-qualidade e verificaram que carnes, pescado, misturas para confeitaria e biscoitos apresentaram maior elasticidade de qualidade que os outros produtos, mas notaram que nenhuma elasticidade de qualidade dos 32 alimentos estudados era acentuada-mente elevada. Usando uma função semilogarítmica de preço e dispêndio total *per capita* indicador de renda), os autores estimaram uma elasticidade de qualidade para alimentos agregados da ordem de 0.11. Em 1959, GOLLNICK (7), utilizando dados de corte seccional de unidades familiares da Alemanha Ocidental, colhidos no período de 1950-51, verificou que a elasticidade de qualidade da manteiga, margarina e banha de porco oscilava entre 0,00 e 0,02. Para as gorduras tomadas em conjunto (e portanto com maior variabilidade de qualidade) a elasticidade de qualidade estimada era da ordem de 0.12.

BURK (5), em 1965, estudando as principais variações qualitativas do consumo de produtos alimentícios nos Estados Unidos da América do Norte, analisou suas inferências sobre a agricultura daquele país e dos países do Oeste Europeu que experimentavam mudanças econômicas comparáveis às norte-americanas. Os principais tipos de mudanças investigados foram os seguintes: (a) mudanças nos valores econômicos dos recursos usados na produção de produtos para consumo; (b) aperfeiçoamento na qualidade dos produtos obtidos, ao nível de empresa rural; (c) mudanças nas características dos produtos alimentícios, visando a atender a níveis mais elevados de preferências; (d) mudanças, no mercado de serviços, voltados para a qualidade, especialmente de produtos processados; (e) mudanças no valor nutritivo dos produtos.

Dois fatores-chave no incremento da demanda em termos de qualidade têm sido a elevação dos níveis de renda real e o incremento das taxas de urbanização.

MOORE e HUSSEY (10) escreveram: «orientação de mercado requer que os processos de mercado assegurem, por si próprios, fluxo contínuo de matérias-primas ao longo do tempo e em níveis de preços que reflitam razoavelmente os valores obtidos em seus usos finais. A demanda de produtos ao nível de produtor deve ser vista como uma demanda derivada e os produtos primários devem ser cotados de modo coerente com este conhecimento».

SERAPHIM *et alii* (13) estudaram a demanda de carne bovina no mercado de Goiânia — Goiás, mostrando que ela é relativamente preço-inelástica a curto prazo e relativamente preço-elástica a longo prazo. Aquele autor obteve a seguinte elasticidade-renda da procura: 0,23 a curto prazo e 0,36 a longo prazo. O autor ajustou as equações de procura por meio do método de mínimos quadrados de um estágio.

BRANDT *et alii* (1), em 1973, em pesquisa realizada na cidade de Manaus, Amazonas, com o objetivo de analisar as estruturas do mercado consumidor de carne bovina, usaram dados de séries mensais de três anos (1970-72), concluindo que a demanda de carne bovina, naquela cidade, é preço-inelástica ( $\eta_p = -0,6$ ) e renda-elástica ( $\eta_r = 2,6$ ). Além disso, mostraram que variações de preços de pescado e de preços de carne de aves não atingiam de modo significativo os níveis

de consumo de carne bovina. Naquele estudo, os autores usaram um sistema de equações simultâneas, ajustadas pelo método de Theil-Bassman.

SANTOS *et alii* (12), em pesquisa realizada na cidade de São Luís, Maranhão, em 1974, usando dados de corte seccional, com o objetivo de estimar equações estruturais de demanda de carne bovina, carne suína e pescado, ajustadas pelo método de mínimos quadrados ordinários, bem como obter projeções de consumo futuro de carne bovina, para a referida cidade, verificaram que a procura de carne bovina era preço-elástica ( $\eta_D = -1,35$ ), pouco sensível às variações do preço da carne suína ( $\eta_{S1} = 0,25$ ) e relativamente sensível às variações do preço do pescado ( $\eta_{S2} = 0,40$ ). Foi observado, também, que a procura de carne bovina, naquele mercado, era renda-inelástica ( $\eta_I = 0,66$ ).

## 2. MÉTODOS

### 2.1. Modelo Conceptual

As relações entre renda e consumo e renda e dispêndio têm sido discutidas na literatura especializada e não receberam maior atenção no presente estudo (8) e (3). Entretanto, pouco tem sido feito no sentido de explicar a lógica do comportamento do consumidor no que diz respeito à qualidade do produto a ser adquirido.

Quando se visualiza um produto como a carne, aparentemente as três situações são estreitamente relacionadas. Conquanto uma única medida de quantidade se aplique bem à mensuração de consumo de um produto como a carne, o mesmo não se pode dizer com relação à qualidade dos diferentes tipos ou cortes do produto apresentado para venda. À medida que se restringe a definição de um produto específico dentro de um grupo de produtos, verifica-se a existência de uma série de produtos diferentes, estritamente homogêneos, adquiridos por preços homogêneos por todos os consumidores (6).

Considerando-se C, dispêndio ou gasto com carne bovina, igual à soma dos dispêndios  $C_K$  com o K-ésimo, tipo ou corte de carne bovina, cada um destes dispêndios  $C_K$  pode ser expresso como o produto da quantidade  $Q_K$  pelo preço  $P_K$ . Dada a definição daquilo que constitui um produto único e homogêneo,  $P_K$  é uma constante que não varia entre consumidores e que não depende do nível de renda (X); considera-se também que o mapa de indiferença do consumidor seja constante. Por outro lado, a quantidade adquirida,  $Q_K$ , depende do nível de renda. O consumo é medido em quantidade (cruzeiros) e o dispêndio é medido em valor monetário, podendo ser expresso do seguinte modo:

$$C_K (X) = Q_K (X) P_K \quad (I)$$

Por definição, o dispêndio com o consumo do grupo ou conjunto de tipos de carne é expresso por meio de:

$$C (X) = \sum_K C_K (X) \quad (II)$$

$$Q (X) = \sum_K Q_K (X) \quad (III)$$

O preço unitário ou médio do conjunto de tipos de carne pode ser expresso do seguinte modo:

$$P (X) = \frac{C (X)}{Q (X)} \quad (IV)$$

Este preço médio ou unitário do conjunto de tipos de produto é usado como medida ou indicador de qualidade. Entende-se que  $P(X)$  é uma média ponderada dos preços  $P_K$  em que as ponderações são as parcelas de quantidades dos tipos ou cortes homogêneos. Isto é, combinando-se as expressões (I), (II) e (III), tem-se:

$$P (X) = \frac{\sum_K Q_K (X)}{Q (X)} P_K \quad (V)$$

Visto que os preços  $P_K$  são constantes, as variações de  $P (X)$ , geradas por variações de renda, se devem a deslocamentos sistemáticos nas parcelas de quantidade, na direção de tipos ou cortes mais caros, à medida que se eleva o ní-

nível de renda dos consumidores (10).

Feita a distinção entre dispêndio e consumo, definem-se duas diferentes categorias de elasticidade-renda. Para um produto único e homogêneo (isto é, para uma classe de produto), é evidente que as duas elasticidades coincidem, uma vez que:

$$\log C_K(X) = \log Q_K(X) + \log P_K \quad (\text{VI})$$

onde  $P_K$  é uma constante independente do nível de renda ( $X$ ). Destarte, pode-se obter uma única elasticidade-renda:

$$\eta_K = \frac{d \log C_K(X)}{d \log X} = \frac{d \log Q_K(X)}{d \log X} \quad (\text{VII})$$

a qual também pode ser expressa de modo alternativo:

$$\eta_K = \frac{X}{C_K(X)} \cdot \frac{d C_K(X)}{dX} = \frac{X}{Q_K(X)} \cdot \frac{d Q_K(X)}{dX} \quad (\text{VIII})$$

Em geral, é de se esperar que a elasticidade-renda de dispêndio e de consumo, para o agregado de tipos ou cortes de produto, seja diferente:

$$\eta_c = \frac{d \log C(X)}{d \log X} \quad (\text{IX})$$

$$\eta_q = \frac{d \log Q(X)}{d \log X} \quad (\text{X})$$

Por meio de substituição alternada das derivadas e das elasticidades, tal como em (VIII), estas duas elasticidades globais podem ser expressas como uma média ponderada de  $\eta_K$ :

$$\eta_c = \sum_K \frac{C_K}{C} \eta_K \quad (\text{XI})$$

$$\eta_q = \sum_K \frac{Q_K}{Q} \eta_K \quad (\text{XII})$$

As expressões (XI) e (XII) evidentemente ilustram o fato de que as duas elasticidades-renda, isto é, em relação a consumo e a dispêndio, são diferentes, porque as ponderações diferem nas duas fórmulas. Da relação (IV) obtém-se:

$$\log P(X) = \log C(X) - \log Q(X) \quad (\text{XIII})$$

de tal modo, que:

$$\eta_p = \eta_c - \eta_q \quad (\text{XIV})$$

ou então de (I):

$$\frac{dC}{dX} = P \frac{dQ}{dX} + Q \frac{dP}{dX} \quad (\text{XV})$$

multiplicando-se por  $X$  todos os membros e dividindo-se por  $C$ , na equação (XV), temos:

$$\frac{X}{C} \cdot \frac{dC}{dX} = \frac{XP}{C} \cdot \frac{dQ}{dX} + \frac{XQ}{C} \cdot \frac{dP}{dX} \quad (\text{XVI})$$

ou seja,

$$\eta_p = \eta_c - \eta_q \quad (\text{XVII})$$

Sendo assim, tem-se:

$$\eta_p = \frac{d \log P(X)}{d \log X} \quad (\text{XVIII})$$

que expressa a elasticidade de preço unitário em relação à renda ou elasticidade de qualidade, assim denominada a fim de evitar confusão com a expressão mais convencional de elasticidade-preço usada na teoria da procura e que se refere à relação entre variações de consumo geradas por variações de preço do produto.

Se o valor da elasticidade de qualidade é positivo, mostra que a elasticidade-renda e o preço variam no mesmo sentido: os tipos mais caros tendem a ser mais considerados como bens de luxo. Deste modo, a elasticidade de qualidade descreve a substituição de bens mais baratos por bens mais caros, dentro de um agregado de produto.

Além disso, pode-se observar uma elasticidade de qualidade positiva ou maior que zero para um grupo de bens homogêneos cujas elasticidades de qualidade (dentro de cada grupo), por definição, são iguais a zero. Conclui-se que há uma possibilidade de obtenção de elasticidade de qualidade relativamente elevada, caso se adicionem bens compostos que apresentem moderada variação. Em outras palavras, a elasticidade de qualidade é diretamente influenciada pela heterogeneidade do grupo, ou, de modo mais preciso, pelas amplitudes de preços e de elasticidade-renda dos bens que compõem este grupo.

## 2.2. Procedimento

O material usado nesta pesquisa foi obtido de uma amostra ao acaso das unidades familiares que compõem a população da cidade de São Luís, Maranhão, nos meses de fevereiro e março de 1974. Originalmente, a amostra se compunha de 305 unidades familiares, mas, para efeito do presente estudo foi reduzida para 283 unidades familiares, em vista de dúvidas levantadas acerca da fidedignidade de dados relatados de dispêndio, consumo, preço e/ou características sócio-econômicas de 22 unidades familiares entrevistadas (12).

## 2.3. Método de Estimativa

A escolha da forma funcional a ser utilizada para estimativa das relações de dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina baseia-se em duas condições apriorísticas: (a) tende a existir um nível mínimo de renda abaixo do qual o consumidor não consome nada do produto e (b) tende a existir um nível de saturação de consumo, a menos que o consumidor se desloque na direção de produtos de melhor qualidade. Neste caso, o nível de dispêndio continua a crescer, mas segundo uma taxa mais baixa.

Neste estudo serão consideradas cinco formas funcionais, ajustadas pelo método de mínimos quadrados ortodoxos ou de um estágio, a saber:

$$Z_K = \alpha - \beta_1/X + \beta_2/N + \beta_3/I \quad (\text{XXI})$$

$$Z_K = \alpha + \beta_1 X - \beta_2 N - \beta_3 I \quad (\text{XXII})$$

$$\log Z_K = \log \alpha + \beta_1 \log X - \beta_2 \log N - \beta_3 \log I \quad (\text{XXIII})$$

$$\log Z_K = \alpha - \beta_1/X + \beta_2/N + \beta_3/I \quad (\text{XXIV})$$

$$Z_K = \alpha + \beta_1 \log X - \beta_2 \log N - \beta_3 \log I \quad (\text{XXV})$$

onde  $Z_K$  indica  $C_K$ ,  $P_K$ , isto é, os níveis de dispêndio *per capita*, preço unitário e consumo *per capita*;  $X$  é o nível de renda *per capita*;  $N$  é o tamanho da unidade familiar;  $I$  é o número de crianças menores de 12 anos na unidade familiar;  $\alpha$  é a constante de regressão e  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) são os coeficientes de regressão parcial.

Conquanto os pesquisadores tendam a favorecer funções dos tipos (XXIII) e (XXV), em geral, não excluem as outras, em bases apriorísticas, deixando que os dados usados em suas diferentes pesquisas mostrem quais as formas que melhor se ajustarão a eles.

A inclusão das variáveis  $N$  e  $I$ , indicadoras de tamanho e composição (número de crianças) da unidade familiar, permite testar a hipótese adicional de ocorrência de economias de tamanho no consumo do produto, bem como permite diferenciar entre comportamentos de unidades familiares de, digamos, 4 adultos daquelas com, digamos, 2 adultos e 2 crianças (4).

A significância dos coeficientes de regressão parcial é testada por meio da estatística «t», de Student, e o grau de ajustamento das diferentes equações aos dados de consumo, dispêndio, preço e características sócio-econômicas é verificado pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ).

Além das pressuposições usuais do método de mínimos quadrados de um estágio, ou seja, distribuição normal de média zero e variância  $\delta^2$ , uma outra pressuposição é fundamental neste estudo (6). Pressupõe-se que todos os consumidores paguem o mesmo preço por um tipo ou corte equivalente de carne bovina, isto é, presume-se que não ocorram diferenças regionais (entre bairros) em preços de produtos (tipos), nem tão pouco discriminação monopolística no mercado varejista de carne bovina de São Luís. Na medida em que esta pressuposição for válida, deve existir uma relação direta entre preço e qualidade.

A elasticidade de qualidade é estimada diretamente, fazendo  $Z_K = P_K$ , isto é, tomando preço como variável endógena nos modelos (XXI) a (XXV), inclusive e indiretamente, dividindo-se as equações de dispêndio, em que  $Z_K = C_K$ , pelas equações de consumo, em que  $Z_K = Q_K$ . As duas estimativas só devem diferir em razão de erros de natureza estocástica.

Espera-se que as relações entre  $Z_K$  e renda *per capita* sejam de natureza direta e que as relações entre  $Z_K$  e  $N$  e  $I$  sejam de natureza inversa. Em outras palavras, formulam-se as hipóteses de que (a) à medida que aumenta a renda, aumentam os níveis de dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina; (b) existem economias de tamanho no consumo de carne, uma vez que tais economias ocorrem principalmente nos processos de preparo para consumo, cozimento, etc; (c) as crianças tendem a necessitar de menores quantidades *per capita* de carne que os adultos, uma vez que estes últimos tendem a utilizar, gradualmente, menores parcelas de proteína de leite e maiores quantidades de proteína de carne.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas de consumo, gasto e preço de carne bovina e das características sócio-econômicas, incluídas nos modelos de dispêndio, consumo e qualidade, são apresentadas no Quadro 1.

Verifica-se que o nível de consumo (3,5 quilos por mês) *per capita* de carne bovina no mercado de São Luís é relativamente elevado, quando comparado com os níveis projetados para 1971, para a Região Nordeste do País, que eram da ordem de 0,9 kg *per capita*, por mês (12).

A segunda observação importante derivada dos dados apresentados no Quadro 1 é a de que o dispêndio com carne bovina, de cerca de Cr\$ 38,00 *per capita*, por mês, representa parcela substancial (9,4%) da renda bruta dos consumidores daquele mercado.

O nível de renda *per capita* observado na época do estudo é relativamente elevado, alcançando cerca de Cr\$ 400,00 por mês, isto é, o equivalente a Cr\$ 4.850,00 *per capita* por ano ou ainda a 683 dólares *per capita* por ano, calculado à taxa corrente de câmbio, que é de Cr\$ 7,10 por dólar. Estes valores são significativamente mais elevados que os previstos para a Região Nordeste como um todo, para o ano de 1971, que eram da ordem de 215 dólares *per capita*, por ano (12). Estudos anteriores mostraram que a renda real *per capita* da população de São Luís, nos próximos dez anos, deverá crescer segundo uma taxa geométrica média da ordem de 0,6% ao ano, enquanto na Região Nordeste como um todo o ritmo desta variável, no mesmo período, deverá ser de aproximadamente 2,8% ao ano.

QUADRO 1 - Estimativas de consumo, dispêndio, preço de carne bovina, renda *per capita*, tamanho e número de crianças nas unidades familiares, São Luis, Maranhão 1974 (a)

Especificação	Unidade	Média	Desvio-Padrão
Consumo	Kg/pessoa/mês	3,454	1,964
Dispêndio	Cr\$/pessoa/mês	37,844	22,871
Preço	Cr\$/Kg	10,786	1,719
Renda	Cr\$/pessoa/mês	404,300	405,156
Tamanho da U.F.	Número de pessoas	6,541	2,851
Crianças	Número de menores de 12 anos	1,740	1,559

(a) Fonte: Dados da pesquisa.

Nota-se, finalmente, que o tamanho médio da unidade familiar na época do estudo era da ordem de 6,5 pessoas, das quais quase 2, ou 27% do número total dos membros da unidade familiar, tinham menos de 12 anos. Tudo leva a crer que nem o tamanho nem a composição da unidade familiar virão a se modificar em futuro próximo. Entretanto, espera-se que a taxa de crescimento do número de unidades familiares, em São Luís, nos próximos dez anos, deverá ser da ordem de 6,5% ao ano, o que é aproximadamente quatro vezes maior que o ritmo de crescimento a ser observado na Região Nordeste como um todo, de aproximadamente 1,4% ao ano, no mesmo período (12).

Em conjunto, os valores apresentados no Quadro 1, agregados a outras estatísticas disponíveis, mostram, de modo absoluto e relativo, a importância e as perspectivas do mercado local para carne bovina.

A forma funcional que melhor expressa as relações estruturais entre dispêndio, consumo, qualidade de carne bovina e variáveis exógenas, selecionadas no mercado de São Luís, parece ser a forma exponencial duplo-logaritmica:

$$\hat{Z}_K = \alpha X^{\beta_1} N^{-\beta_2} I^{-\beta_3}$$

onde  $\hat{Z}_K$  indica  $\hat{C}_K$ ,  $\hat{P}_K$  ou  $\hat{Q}_K$ , isto é, estimativas de níveis de dispêndio *per capita*, preço ou consumo *per capita*;  $X$  é o nível de renda *per capita*;  $N$  é o tamanho da unidade familiar;  $I$  é o número de crianças menores de 12 anos na unidade familiar;  $\alpha$  é a constante de regressão e  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) representa os coeficientes de regressão parcial.

O Quadro 2 apresenta as estimativas dos parâmetros estruturais das três relações. As estimativas dos coeficientes de regressão parcial destas equações são as próprias elasticidades de dispêndio, consumo e qualidade (preço) em relação a renda, tamanho e composição (número de crianças) das unidades familiares.

Na equação de dispêndio, o coeficiente da variável renda *per capita* é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01. O valor do coeficiente ( $\beta_1$ ) é igual a cerca de 0,39, indicando que, para uma variação de 10% na renda *per capita*, o gasto com carne bovina tende a variar, no mesmo sentido, quase 4%. O valor estimado não contraria, portanto, o enunciado da chamada «Lei de Engel». Este resultado sugere que, na elaboração de projeções de dispêndio futuro com carne bovina, para o mercado de São Luís, deve-se considerar o provável impacto do crescimento da renda real *per capita* sobre este item do orçamento familiar.

O coeficiente da variável tamanho da unidade familiar, na equação de dispêndio, é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,05, indicando que o tamanho da unidade familiar é uma variável importante em termos de explicação de variações do nível de gasto *per capita* com carne bovina. O valor e o sinal do coeficiente da variável tamanho da unidade familiar indicam que, para um acréscimo de 10% no tamanho da unidade familiar, é de se esperar um decréscimo da ordem de 1,5% no nível de dispêndio *per capita* de carne bovina, e vice-versa. O sinal negativo do coeficiente desta variável é coerente com o conhecimento empírico de que devem existir algumas economias de escala ou de tamanho no gasto com carne bovina.

Ainda na equação de dispêndio com carne bovina, nota-se que o coeficiente da variável número de crianças na unidade familiar é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01, sugerindo que a estrutura ou composição da unidade familiar também é um fator que influi significativamente no nível de gasto com carne bovina. O sinal do coeficiente causal é negativo, indicando relação inversa entre número de crianças na unidade familiar e nível de dispêndio com carne bovina. O valor e o sinal do coeficiente da variável indicadora de composição da unidade familiar sugerem, que, para uma variação de 10% no número de crianças na unidade familiar, *ceteris paribus*, é de se esperar uma variação, em sentido contrário, da ordem de 0,8%, no nível de dispêndio *per capita* com carne bovina.

Conquanto não se tenha conduzido nenhum teste formal da diferença entre as estimativas dos coeficientes de tamanho da unidade familiar e do número de crianças na unidade familiar, é aparente que a estrutura ou composição da U.F. é uma variável bem menos importante (cerca de duas vezes) que o tamanho da unidade familiar, em termos de influenciar variações do nível de dispêndio *per capita* de carne bovina.

QUADRO 2 - Estimativas de coeficientes de regressão parcial, erros-padrão dos coeficientes de regressão, estatísticas "t", de Student, coeficientes de determinação e erros-padrão das estimativas de equações exponenciais de dispêndio, consumo de qualidade de carne bovina, São Luís - Maranhão, 1974 N = 283 (a)

Parâmetro de Regressão	Modelo Exponencial $\hat{Z}_K = X^1 N^{-2} I^{-3}$		
	Dispêndio ( $C_K$ )	Consumo ( $Q_K$ )	Qualidade ( $P_K$ )
$\alpha$	4,47010	0,93250	6,01000
$\beta_1$	0,39442+++ (0,03658)  10,78210	0,31899+++ (0,03473)  9,18559	0,07587+++ (0,01026)  7,39356
$\beta_2$	-0,15463++ (0,08543)  1,80998	-0,23460+++ (0,08110)  2,89216	0,08273+++ (0,08110)  3,45248
$\beta_3$	-0,082991+++ (0,02577)  3,22076	-0,07628+++ (0,02446)  3,11819	-0,00736+ (0,00723)  1,01882
$R^2$	0,424+++	0,390+++	0,182+
$S_z.xni$	0,30353	0,27993	0,07145

(a) Fonte: Dados da Pesquisa. Os valores apresentados entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são os respectivos erros-padrão, e os valores apresentados entre colchetes, abaixo dos erros-padrão, são as respectivas estatísticas "t", de Student. Todos os testes estatísticos relativos aos coeficientes de regressão parcial são unilaterais e os símbolos +, ++ e +++ indicam, respectivamente, significância, pelo menos aos níveis de 0,01, 0,05 e 0,20 de probabilidade. Os testes relativos aos coeficientes de determinação são unilaterais.

A segunda equação de interesse nesta análise é a que procura explicar variações do nível de consumo *per capita* de carne bovina. O coeficiente da variável renda *per capita* é estatisticamente significativo, ao nível de 1% de probabilidade, indicando que esta variável é importante em termos de explicação de variações significativas do nível de consumo *per capita* de carne bovina. O valor do coeficiente da variável renda *per capita* indica que, outros fatores permanecendo constantes, é de se esperar que uma variação de 10% no nível de renda *per capita* provoque uma variação, no mesmo sentido, da ordem de 3,2%, no nível de consumo *per capita* do produto conjunto. Isto indica que a procura de carne bovina é renda-inelástica no mercado estudado e a conclusão é coerente com resultados obtidos na maioria dos estudos anteriores conduzidos neste mercado e em outros mercados do País (12) e (13).

No futuro, acréscimos no nível de renda real *per capita* dos consumidores deverão resultar em acréscimos menos que proporcionais no nível de consumo de carne bovina. É notável, também, que do acréscimo total previsto, em dispêndio com o produto conjunto (carne bovina em geral), apenas 80% deverão resultar de incrementos no nível de consumo de carne bovina em geral. A parcela restante (cerca de 20%) do acréscimo de dispêndio deverá ser proveniente do incremento da demanda de produto de melhor qualidade. Este novo conhecimento deveria ser considerado na formulação de projeções de consumo e dispêndio futuros, bem como no planejamento da produção e da comercialização do produto.

O coeficiente de regressão parcial da variável indicadora de tamanho da unidade familiar, na equação de consumo, também é estatisticamente diferente de zero, ao nível de significância de 1%, indicando que esta variável exógena influi significativamente no nível de consumo *per capita* de carne bovina.

O valor e o sinal do coeficiente da variável tamanho da unidade familiar indicam que, para uma variação de 10% no tamanho da unidade familiar, *ceteris paribus*, é de se esperar uma variação, em sentido contrário, da ordem de 2,3%, no nível de consumo *per capita* de carne bovina. O sinal do coeficiente desta variável causal sugere a ocorrência de algumas economias de tamanho no consumo deste produto. A medida que aumenta o tamanho da unidade familiar, tende a decrescer o uso do produto, expresso em termos *per capita*, ainda que o uso familiar total tenda a ser incrementado.

O coeficiente de regressão parcial da variável indicadora da estrutura familiar, na equação de consumo, é estatisticamente significante, ao nível de probabilidade de 0,01, mostrando que esta variável também é importante como explicação de variações do nível de consumo *per capita* de carne bovina.

O sinal e o valor do coeficiente da variável número de crianças na unidade familiar, na equação de consumo, indicam a ocorrência de relação inversa entre o número de crianças na unidade familiar e o nível de consumo *per capita* de carne bovina, e que para uma variação de 10% no número de crianças na unidade familiar, é de se esperar uma variação inversa, da ordem de 0,8%, no nível de consumo *per capita* do produto.

Não se testou formalmente a diferença observada entre os coeficientes da variável indicadora de estrutura familiar nas equações de dispêndio e consumo. Entretanto, *a priori*, esta diferença sugere que a maior presença de crianças na unidade familiar tende a atingir mais o gasto que a quantidade consumida do produto. Em outras palavras, os resultados são coerentes com o conhecimento de que famílias com maior número de crianças, *ceteris paribus*, consomem carne de qualidade inferior ou de tipo mais barato do que as famílias com menor número de crianças, isto é, aquelas famílias tendem a sacrificar mais qualidade do que quantidade.

Ainda na equação de consumo *per capita* de carne bovina, obtém-se evidência preliminar de que existe um nível mínimo de renda *per capita*, abaixo do qual os consumidores não adquirem qualquer quantidade de carne bovina, mesmo de tipo ou qualidade inferior. Fixando-se as variáveis indicadoras de tamanho e estrutura da unidade familiar nas suas respectivas médias, multiplicando-se estes valores pelos respectivos coeficientes de regressão parcial, adicionando-se estes dois produtos ao termo constante ou intercepto e igualando-se o resultado a um valor praticamente igual a zero, a variável indicando consumo *per capita* nulo, calcula-se o nível mínimo de renda abaixo do qual as unidades familiares não adquirem qualquer quantidade do produto. Com base nos valores obtidos no presente estudo, este nível de renda é praticamente igual a Cr\$ 11,80 *per capita* por mês ou Cr\$ 141,60 *per capita* por ano.

Com base neste modelo exponencial, não foi possível determinar o ponto de saturação, caso exista, do consumo *per capita* de carne bovina, no mercado estudado.

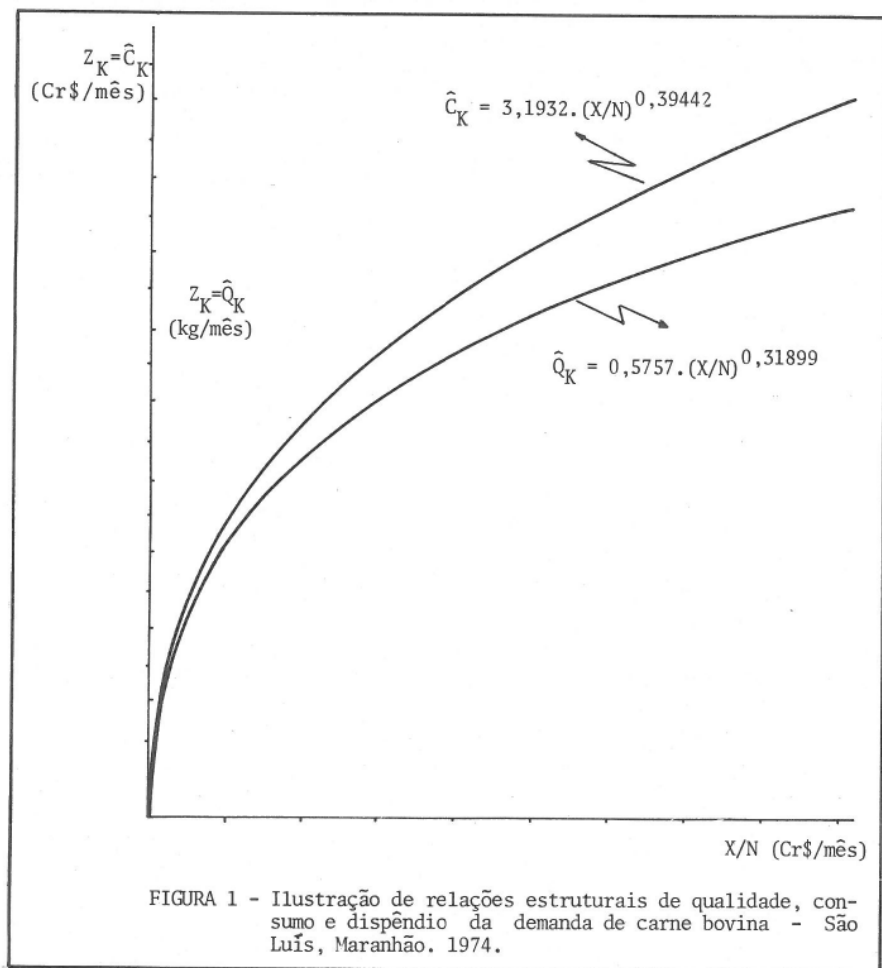
O sinal e o valor do coeficiente de regressão parcial da variável *per capita* na equação de qualidade indicam que, *ceteris paribus*, para uma variação de 10% no nível de renda dos consumidores, é de se esperar uma variação, no mesmo sentido, da ordem de 0,8%, no preço da carne bovina. Nota-se que esta variação de preço é indicadora de variação de qualidade do produto adquirido. O valor estimado de  $\beta_1$ , na equação de qualidade, é coerente e praticamente igual ao valor indicado do efeito qualidade pelas equações de dispêndio e consumo, indicando que, além do aumento de consumo, o incremento no nível de renda tende a expandir a procura de tipos superiores ou mais caros de carne bovina. Conquanto este efeito de qualidade seja igual a apenas um quinto do efeito total (dispêndio), ele é estatisticamente significativo e de magnitude suficientemente grande para ser considerado em programação de produção e comercialização. O coeficiente da variável renda *per capita* no modelo de qualidade é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01 (Figura 1).

O valor estimado do coeficiente da variável tamanho da unidade familiar é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01. Aparentemente, as famílias de menor tamanho adquiririam produto de melhor qualidade ou preço mais elevado de que as famílias com maior número de pessoas. A estimativa do coeficiente ( $\beta_2$ ) desta variável indica que, para um acréscimo de 10% no tamanho da unidade familiar, *ceteris paribus*, o nível de qualidade do produto tende a elevar-se a 0,8%.

Como se observou, ao se compararem os efeitos do tamanho da unidade familiar sobre os níveis de dispêndio e consumo *per capita*, o efeito sobre o consumo é proporcionalmente maior que o efeito sobre o dispêndio, sugerindo que o efeito de qualidade deveria ser de sinal contrário e de valor igual à diferença entre aqueles efeitos. Em outras palavras, visto que o dispêndio é igual ao produto de consumo por preço, a elasticidade de qualidade deveria ser igual à diferença entre a elasticidade de dispêndio e a elasticidade de consumo. Aparentemente, os valores de  $\beta_2$  nas equações de dispêndio e/ou consumo foram sub ou superestimados, respectivamente. Isto poderia ser explicado por problemas de multicolinearidade. Entretanto, os coeficientes de correlação simples entre as variáveis exógenas incluídas no modelo, expressos nos logaritmos decimais dos valores observados, são relativamente baixos, oscilando entre -0,32 e 0,43, sugerindo que os efeitos de multicolinearidade não devem ser de maior importância. É possível que erros de especificação, isto é, de omissão de variáveis relevantes nos modelos, sejam responsáveis por estimativas dos efeitos da variável tamanho da unidade familiar sobre dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina.

O valor do coeficiente de regressão parcial da variável número de crianças na unidade familiar é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,20, indicando que esta variável é importante em termos de explicação de variações de qualidade (preço) da carne bovina adquirida. O sinal do coeficiente desta variável é coerente com o conhecimento empírico, e sugere relação inversa entre número de crianças na unidade familiar e qualidade da carne bovina adquirida. Para dado orçamento doméstico e dada alocação de dispêndio com carne bovina, as unidades familiares com maior número de crianças tendem a consumir menor volume *per capita* de carne bovina e também a reduzir seus requisitos de qualidade do produto, quando comparadas com unidades familiares com menor número de crianças. Isto é coerente com o conhecimento de que ocorre substituição de proteínas de carne por proteínas de leite na dieta das crianças e também pelo menor poder de decisão e/ou definição de preferências das crianças no que diz respeito à qualidade do produto a ser consumido pela U.F. O valor do coeficiente de regressão parcial da variável número de crianças na unidade familiar indica que, para uma variação de 10% no número de crianças na unidade familiar, *ceteris paribus*, é de se esperar uma variação, em sentido contrário, da ordem de 0,07%, na qualidade (preço) de carne bovina adquirida.

Os valores dos coeficientes de determinação das equações estimativas de dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina são relativamente baixos, variando entre 0,42 e 0,18, indicando que apenas 42 a 18% da variação observada em dispêndio e qualidade, respectivamente, podem ser explicados pelos hiperplanos de regressão das três variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas de interesse. O coeficiente de determinação da equação estimativa de consumo *per capita* indica que apenas 39% da variação observada nesta variável endógena foi ex-



plicado pelo hiperplano de regressão respectivo.

Conquanto estes valores sejam relativamente baixos, são geralmente observados em estudos deste tipo, onde não é possível e nem interessante incluir maior número de variáveis explicativas do comportamento do consumidor, visto que não se tem interesse em obter previsões e/ou projeções específicas de comportamento das unidades familiares incluídas nas amostras. O estudo se dirige à obtenção de estimativas coerentes dos parâmetros estruturais dos três modelos e não tem a preocupação de obter modelos com maior poder preditivo. Por último, cabe frisar que os valores obtidos de  $R^2$  são estatisticamente diferentes de zero, aos níveis usuais de significância.

#### 4. CONCLUSÕES

A conclusão mais geral obtida deste estudo é a de que os consumidores da cidade de São Luís, Maranhão, reagem diante de incrementos em seus níveis de renda, adquirindo maiores quantidades e melhores qualidades ou tipos de carne bovina, elevando seus gastos com este produto.

Os resultados obtidos permitem concluir que, para um acréscimo de, digamos, 10% na renda *per capita* dos consumidores, *ceteris paribus*, esperam-se in-

crementos da ordem de 3,9% no dispêndio, de aproximadamente 3,2% no consumo e de cerca de 0,7% na qualidade (preço).

No que tange aos efeitos de tamanho e estrutura ou composição da unidade familiar sobre dispêndio, consumo e qualidade de carne bovina, os resultados obtidos permitem concluir que aquelas duas variáveis exercem também efeitos significativos e de natureza inversa sobre o comportamento dos consumidores, no que diz respeito à aquisição de carne bovina. Os parâmetros estimados destas duas variáveis, nas equações de dispêndio, consumo e qualidade, foram todos significantes, aos níveis usualmente empregados em análise econométrica, e mostraram que, apesar de baixos, seus efeitos devem ser considerados na avaliação do comportamento dos consumidores de carne bovina.

Os modelos econométricos utilizados para avaliação dos efeitos de renda *per capita*, tamanho da unidade familiar e composição da unidade familiar sobre dispêndio *per capita*, consumo *per capita* e qualidade de carne bovina consumida explicaram parcelas relativamente pequenas da variabilidade total observada de dispêndio, consumo e qualidade do produto. É possível que a ocorrência de erros de especificação nos modelos selecionados estivesse viciando as estimativas dos parâmetros estruturais. Entretanto, num grande número de modelos alternativos em que se fez variar a especificação deles não se observaram variações substanciais dos valores dos parâmetros estimados.

Conquanto não se disponha, no momento, de informações fidedignas acerca da estrutura das preferências dos consumidores estrangeiros, é aparente que a política intervencionista desta natureza não seja Pareto ótima.

## 5. RESUMO

À medida que se acelera o processo de desenvolvimento econômico e se eleva a renda real *per capita* dos consumidores, é de se esperar que se expanda a procura de um produto como a carne bovina. Tal incremento na demanda pode ser atendido por meio da implantação de projetos de produção que representem progresso tecnológico e conseqüente expansão da oferta. Resta uma dúvida, entretanto, quanto aos efeitos do acréscimo na renda real *per capita* sobre a qualidade procurada do produto. É possível que, dependendo da natureza desta relação, surjam conflitos de interesse no que diz respeito à continuação da política de restrição qualitativa das exportações de carne bovina.

Foram selecionados três modelos potenciais em que as variáveis eram expressas nos logaritmos decimais dos valores observados. No primeiro modelo, a variável endógena era o dispêndio *per capita* com carne bovina; no segundo modelo, a variável dependente era o consumo *per capita* deste produto e, no terceiro modelo, a variável explicada era o preço, tomado como indicador de qualidade de carne bovina. Nos três modelos, as variáveis exógenas eram renda *per capita*, tamanho da unidade familiar e número de crianças de menos de 12 anos na unidade familiar.

Verificou-se que o consumo médio de carne bovina era da ordem de 3,5 quilos *per capita* por mês. O dispêndio *per capita* na época da pesquisa era de aproximadamente Cr\$ 38,00 por mês. O preço médio de carne bovina pago pelos consumidores, na mesma época, era da ordem de Cr\$ 11,00 por quilo, variando entre Cr\$ 9,00 e Cr\$ 12,50 em 68% dos casos.

A unidade familiar típica apresentava nível médio de renda da ordem de Cr\$ 404,00 *per capita* por mês, contando com cerca de 6,5 pessoas e com aproximadamente 1,7 menores de 12 anos de idade.

Verificou-se que as funções de Engel e de demanda de carne bovina eram renda-inelásticas e que a renda influenciava, direta e significativamente, a qualidade de carne bovina adquirida pelos consumidores da cidade de São Luís.

## 6. SUMMARY

As the economic development process speeds up and increases the consumers' per-capita real income, it is expected that the demand for a product such as beef will increase. This increase in demand can be supplied by establishing production projects to meet the increased demand. There is, however, doubt about the effect of a per-capita real income increase on desired product quality. The nature of this relationship gives rise to disagreements

concerning continuation of the qualitative restrictions on the beef export policy.

Three potencial models in which the variables were presented in decimal logarithm on the basis of the observed values were selected. In the first model the endogenous variable was the per-capita expenditure for beef; in the second model the dependent variable was the per-capita consumption of this product, and in the third model the explained variable was the price taken as an indication of beef quality. In the three models the exogenous variables were per-capita income, family unit size and the number of children less than 12 years old in each unit.

It was found that the average consumption of beef was 3.5 kg per capita per month. The per-capita expenditure was Cr\$ 38.000 per month. The average consumer price was Cr\$ 11.00 per kg, averaging between Cr\$ 9.00 and Cr\$ 12.50 in 68% of the observed families.

A typical family unit had an average income level of Cr\$ 404.00 per-capita per month, calculated at 6.5 adults and 1.7 children less than 12 years old.

It was verified that Engel's functions and the demand functions for beef were income inelastic and that income influenced, directly and significantly, the quality of beef purchased by the consumer residents of the city of São Luis.

### 7. LITERATURA CITADA

1. BRANDT, S.A., NETO, A.A., REZENDE, A.M. SOUSA, A.F. de & CARMO SOUSA, D. *Análise econométrica e projeções de demanda de carne bovina no mercado de Manaus*. Manaus, ACAR-Amazonas, 1973. 106 p. (Série Estudos de Economia Agrícola, Estado do Amazonas — 03).
2. BRASIL. Ministério da Agricultura. EAPA/SUPLAN. *Sinopse estatística da agricultura brasileira, 1947 a 1970*. Brasília (DF), 1972. 81 p.
3. BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria da Receita Federal. *Comércio exterior do Brasil*. Rio de Janeiro, Ministério da Fazenda, 1972. 125 p.
4. BRIDGE, J.L. *Applied econometrics*. Amsterdã, North Holland Publishing, 1971. 422 p.
5. BURK, M.G. *Consumption economics: a multidisciplinary approach*. Nova York, John Wiley & Sons, 1968, 345 p.
6. CRAMER, J.S. *Empirical econometrics*. Amsterdã, North Holland Publishing, 1971. 277 p.
7. GOLLNICK, H. *Ausgaben und Verbranch in abhängigkeit von eikommen un houisstruktur*. Hannover, Stroche, 1959. 351 p.
8. HANDERSON, J.M. & QUANDT, R.E. *Teoria microeconômica*. Barcelona, Ariel, 1966. 329 p.
9. ÍNDICES econômicos nacionais. *Conjuntura Econômica*. 26(1):35-39, 1972.
10. MOORE, H.L. & HUSSEY, G. Economic implications of market orientation. *J. Farm Economics*, 47(2):421-427, 1965.
11. PRAIS, S.J. & HOUTHAKER, H.S. *The analysis of family budgests*. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1955. 725 p.
12. SANTOS, J.R.M., BRANDT, S.A., LADEIRA, H.H., CAMPOS, J.R.S., CARVALHO, W.L., PEDROSA, D.C.B. & NETO, A.A. Perspectivas de consumo de carne bovina no mercado de São Luis. *Boletim do SER*, São Luis, 1(1/2):24-51, 1974.
13. SERAPHIM, J.B.C., BRANDT, S.A., SOUSA, A.F. de & THOMPSON, R.L. *Análise econométrica da procura de carnes no mercado de Goiânia, Goiás, Experimentiae*, 18(8):169-186, 1974.