

# DEMANDA DE CARNE BOVINA NO MERCADO BRASILEIRO<sup>1</sup>

MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI<sup>2</sup> e  
GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS<sup>3</sup>

**RESUMO** – O principal objetivo do presente trabalho foi o de determinar as elasticidades de demanda de carne bovina no mercado brasileiro com base num modelo integracionista, isto é, considerando a inter-relação entre todos os bens e serviços agrupados de acordo com o conceito de separabilidade homogênea da função de utilidade. Com dados do período 1957-87, a função de demanda foi ajustada pelo método de mínimos quadrados, com as variáveis expressas nos números naturais. Os resultados obtidos sugerem que a demanda de carne bovina é inelástica no curto e longo prazos com relação a preço de suíno e preço de frango. Com relação às variações nos seus próprios preços e na renda dos consumidores, a demanda de carne bovina é inelástica no curto prazo e elástica no longo prazo.

Termos para indexação: elasticidades, mercado agrícola, Brasil.

## BEEF DEMAND IN BRAZILIAN MARKET

**ABSTRACT** – The main objective of this study was to determine beef demand elasticities for the Brazilian market considering an integrationist model, that is, taking into account the interrelationship among commodities according to the concept of homogeneous separability of the utility function. Data from the 1957-87 period, expressed in natural numbers, were adjusted by the ordinary least square method. The results suggest that beef demand is inelastic with respect to pork and chicken prices, both in short and long run. In relation to beef prices and consumers income the demand is inelastic for short-term and elastic for long-term.

Index terms: elasticities, agricultural market, Brazil.

## INTRODUÇÃO

O conhecimento dos principais determinantes do funcionamento do mercado de produtos agrícolas é de grande importância para o estabelecimento de políticas econômicas que visem a evitar flutuações indesejadas de preço, bem como para o delineamento de programas especiais de nutrição, abastecimento, etc. As elasticidades de oferta e demanda constituem, particularmente, importantes instrumentos orientadores do planejamento de políticas agrícolas.

Dentre os produtos agrícolas, aqueles de alto teor protéico representam parcela significativa do orçamento do consumidor brasileiro. Aproximadamente, 34% do total de gastos da família brasileira com alimentação e cerca

<sup>1</sup> Recebido para publicação 11/12/91.

Aceito para publicação em 29/06/92.

<sup>2</sup> MS. em Economia Agrária, aluna do Curso de Doutorado em Economia Agrária da ESALQ-USP.

<sup>3</sup> Professor Titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", ESALQ-USP, Caixa Postal 9, CEP 13400 Piracicaba, SP.

de 7 a 15% da despesa global das famílias, dependendo da região do Brasil, destinam-se a essa categoria de alimentos, na qual a carne bovina ocupa posição de destaque (FIBGE, 1978).

A carne bovina tem ciclo de produção com fortes oscilações plurianuais (ciclo do gado) e destacada flutuação sazonal derivada da época de safra e entressafra, acarretando substanciais variações nos preços. Essa peculiaridade da bovinicultura, aliada às ações intervencionistas do governo, por vezes imediatistas e não articuladas com uma orientação global do desenvolvimento do setor, o que aumenta os riscos e gera incertezas, tem sido apontada como responsável pela resposta inadequada dos pecuaristas às pressões de demanda.

As condições técnico-econômicas desfavoráveis do setor pecuário no Brasil têm resultado em diminuição do consumo de carne bovina e favorecido o crescimento da produção de carnes substitutas. Nas últimas duas décadas, tem-se observado uma evolução desfavorável nos preços da carne bovina, comparativamente ao da carne de frango, o que tem levado a deslocamentos na função de demanda daquele produto. A participação da carne bovina no consumo "per capita" dentro do grupo de carnes mais consumidas (bovina, de frango e suína) baixou de 65,2%, em 1970, para 41,8%, em 1987. Enquanto isso, o consumo de carne de frango, que em 1970 representava 7,8% do total do grupo, passou, em 1987, a representar 32%.

Pretende-se, através do presente trabalho, incorporar à análise de demanda de carne bovina dados recentes sobre a renda dos consumidores e sobre o comportamento de mercado do grupo de carnes. Especificamente, o trabalho tem por objetivo a obtenção de parâmetros da função de demanda de carne bovina para o mercado brasileiro, que permitam prever variações no seu consumo resultantes das alterações no seu preço, na renda dos consumidores e nos preços de outros produtos do grupo protéico.

## MODELO TEÓRICO

A teoria neoclássica estabelece que um indivíduo procura maximizar a utilidade derivada do consumo de bens e serviços sujeito a sua restrição orçamentária. Desse modo, a determinação do ponto ótimo do consumidor é um problema de máximo condicionado.

A solução desse problema de maximização resulta em um sistema de equações de demanda da forma geral:

$$Q_i = f_i (P_1, P_2, \dots, P_j, \dots, P_n, Y) \quad i = 1, 2 \dots, n \quad (1)$$

onde o consumo "per capita" de um bem  $Q_i$  depende de seu preço unitário  $P_i$ , dos preços unitários de todos os demais bens e da renda "per capita"  $Y$ .

Uma vez que na análise empírica seria desejável considerar a demanda de todos os bens simultaneamente, tem-se, dado  $n$  bens, um total de  $n(n+1)$  elasticidades a serem estimadas, sendo  $n^2$  elasticidades-preço e  $n$  elasticidades-renda.

Na estimação da demanda através desse sistema geral, supõe-se que certas restrições teóricas, relacionadas ao comportamento do consumidor e à natureza da função de utilidade, sejam satisfeitas (condição de homogeneidade, simetria de Slutsky e restrições de Cournot e Engel). Impostas ao sistema completo de equações, essas restrições reduzem o número de parâmetros a serem estimados para  $1/2(n^2 + n-2)$ . Todavia, essa redução não é considerável e o problema, representado pelo alto número de parâmetros a estimar, continua a existir, tornando inviável a utilização desse sistema geral, em decorrência do limitado número de observações existentes.

Para contornar essa dificuldade, é necessária a adoção de suposições adicionais que dêem respaldo teórico ao estabelecimento de modelos para a especificação de uma equação de demanda para um dado produto. Destas, a suposição de separabilidade da função de utilidade é talvez a mais importante. O conceito de separabilidade apóia-se na idéia de que os elementos do conjunto de bens e serviços existentes podem ser divididos em diferentes grupos, tais como: vestuário, alimentação, lazer, etc. No processo de alocação de renda, primeira decisão é feita de modo que a renda total do consumidor é repartida entre esses subgrupos e, na segunda decisão, a renda destinada a cada um desses subgrupos é alocada entre os bens individuais que fazem parte dele. Cada fração da renda é então gasta otimamente entre as mercadorias de cada subgrupo, sem referência adicional às despesas específicas com as mercadorias de outros subgrupos. A renda e os preços de outros bens fora da categoria em análise influenciam a demanda individual somente através de seus efeitos sobre o dispêndio com aquela categoria de bens<sup>4</sup>.

Analicamente, a suposição de separabilidade da função de utilidade resulta em equações de demanda em que a quantidade de certo produto é função do preço do produto, dos preços de outros bens pertencentes a mesma categoria e do dispêndio com aquela categoria de bens ou serviços. A função de demanda pode ser expressa também tendo como argumento o preço do produto, os preços dos outros bens da mesma categoria, os índices de preço

<sup>4</sup> Uma discussão rigorosa do conceito de separabilidade da função de utilidade é apresentada por Green (1971) e George & King (1971).

de todas as categorias de bens e serviços e a renda global<sup>5</sup>.

### Especificação Empírica

Após o estabelecimento das premissas teóricas e considerando que as condições de agregação consistente sejam satisfeitas<sup>6</sup>, pode-se especificar o modelo de demanda a ser utilizado na análise empírica. A função de demanda foi especificada na forma linear, fundamentada numa função de utilidade do tipo Stone-Geary:

$$\mu = \sum_{i=1}^n B_i \log (q_i - y_i), \text{ com } 0 < B_i < 1, \sum B_i = 1 \text{ e } q_i > y_i,$$

onde  $q_i$  é a quantidade consumida do bem  $i$ ,  $y_i$  é interpretado como a quantidade mínima de subsistência do bem  $i$  e  $B_i$  é o coeficiente da variável  $i$ . Essa função de utilidade se aplica a estudos de consumo de bens substitutos e normais. Uma versão linear do modelo para a carne bovina tem a seguinte forma, sem considerar os sinais dos coeficientes:

$$QB^*_i = b_1 PB_i + b_2 PS_i + b_3 PF_i + b_4 P_{1i} + b_5 P_{2i} + b_6 P_{3i} + b_7 Y_i + b_8 T + \mu_i \quad (2)$$

$$QB_i - QB_{i-1} = \delta (QB^*_i - QB_{i-1}) \quad 0 < \delta < 1, \quad (3)$$

onde:

$QB$  = quantidade de carne bovina consumida, em quilogramas “per capita”;

$QB^*$  = consumo desejado de carne bovina, em quilogramas “per capita”;

$PB$  = preço da carne bovina, em cruzeiros por quilograma;

$PS$  = preço da carne suína, em cruzeiros por quilograma;

<sup>5</sup> Esse modelo, apresentado por Green (1971), requer a suposição de separabilidade homogênea da função de utilidade. Isso implica elasticidade-renda unitária para cada bem de um grupo, com relação ao dispêndio nele realizado. Dessa forma, a composição do dispêndio no grupo é independente do nível de utilidade e do total do dispêndio. Outros modelos de estimação de demanda, baseados em conceito de separabilidade da função de utilidade, são propostos por Strotz (1959) e Heien (1982), por exemplo.

<sup>6</sup> A especificação de equações de demanda no agregado requer suposições que mantenham a coerência teórica da especificação com os resultados do consumidor individual. Ver Deaton & Muellbauer (1980).

PF = preço da carne de frango, em cruzeiros por quilograma;

$P_1$  = índice de preço do grupo de carnes;

$P_2$  = índice de preço de "outros alimentos";

$P_3$  = índice de preço de "não alimentos";

Y = renda "per capita", em cruzeiros;

T = tendência (tempo);

$\mu$  = termo estocástico;

$\delta$  = coeficiente de ajustamento (constante de proporcionalidade).

i = período (anos).

O sistema descrito pelas equações (2) e (3) possui algumas características importantes. Primeiro, existe a premissa de rigidez no ajuste de demanda de carne bovina frente às variações nos preços e na renda. Isto está refletido na equação (3), que descreve o processo de ajuste parcial na demanda, desenvolvido por Nerlove (1958). Esta hipótese sugere que a taxa de ajuste de consumo entre dois períodos ( $QB_i - QB_{i-1}$ ) é proporcional à diferença entre o consumo observado e o consumo de equilíbrio de longo prazo ( $QB^*_i - QB_{i-1}$ ).

A segunda característica do sistema de demanda especificado diz respeito aos índices de preço utilizados. O número reduzido de observações limita a inclusão de índices de preço dos grupos de bens e serviços. Desta forma, pressupõe-se que os três grupos de dispêndio são: carnes, outros alimentos e não-alimentos.

No sistema de demanda não se incluiu o pescado no grupo de carnes mais consumidas no mercado brasileiro, mesmo sabendo-se que ele tem certa importância. Isso se deu devido à não-disponibilidade de dados fidedignos de seu preço no varejo para todo o período em análise.

Para operacionalizar o modelo de demanda representado pelas equações (2) e (3), para fins de estimação, substituiu-se a equação (2) em (3), resultando, após alguns ajustes, em:

$$QB_i = \delta b_1 PB_i + \delta_2 PS_i + \delta b_3 PF_i + \delta b_4 P_{1i} + \delta b_5 P_{2i} + \delta b_6 P_{3i} + \delta b_7 Y_i + \delta b_8 T + (1 - \delta) QB_{i-1} + \delta \mu_i, \quad (4)$$

que pode ser reescrita na forma:

$$QB_i = w_1 PB_i + w_2 PS_i + w_3 PF_i + w_4 P_{1i} + w_5 P_{2i} + w_6 P_{3i} + w_7 Y_i + w_8 T + w_9 QB_{i-1} + e_i \quad (5)$$

onde:

$$w_i = \delta b_i; \text{ para } i = 1, 2, \dots, 8$$

$$w_9 = 1 - \delta, e$$

$$e = \delta \mu$$

O modelo de ajuste parcial especificado pela equação (5) permite a obtenção econométrica de elasticidades de demanda de curto e longo prazos.

Na análise dos resultados, foi considerado o nível de significância de 0,05.

## DADOS

Os preços utilizados neste estudo foram cedidos pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) e se referem a estabelecimentos varejistas da capital de São Paulo. Esses preços foram utilizados como representativos dos preços nacionais. No caso da carne bovina e suína, os preços foram formados considerando diferentes cortes, ponderados pela participação de cada qual no total da carcaça<sup>7</sup>. Através dos índices publicados pela FIPE<sup>8</sup>, obtiveram-se os índices aglutinados requeridos no presente estudo, utilizando bases de ponderação também publicadas por aquela Instituição<sup>9</sup>, e as seguintes identidades:

$$IPC = IA^{w_1} \cdot INA^{w_2}$$

$$IA = IC^{w_3} \cdot IOA^{w_4}$$

onde:

$w_1$  = ponderação do grupo 1 na pesquisa de orçamentos familiares;

IPC = índice de preços ao consumidor;

IA = índice de alimentação;

INA = índice do grupo “não alimentos”;

IC = índice do grupo de carnes;

IOA = índice do grupo “outros alimentos”.

<sup>7</sup> A base de ponderação adotada foi o Sistema Ponderal de Conversões do ITAL, Canto (1988).

<sup>8</sup> Endo & Carmo (1985) e Informações FIPE (1988).

<sup>9</sup> Rizzieri (1987). A estrutura de ponderações durante a série em análise sofreu alterações a partir de 1971-72 e de 1981-82.

Não tendo sido elaborados pela FIPE, para todos os anos da série em análise, os índices de preço para o grupo carnes (IC), estes foram construídos com a metodologia Divisia, através da seguinte fórmula:

$$I_{i-1-i} = \exp. \left[ \sum_{i=1}^n w_0^i \ln \left( \frac{P_i^i}{P_{i-1}^i} \right) \right],$$

onde:

$w_0^i$  = ponderação do item  $i$  na pesquisa de orçamentos familiares;

$P_i^i$  = preço médio do item  $i$  no mês corrente;

$P_{i-1}^i$  = preço médio do item  $i$  no mês anterior;

sendo os resultados mensais encadeados, tomando-se como base determinado período. Também neste caso, utilizaram-se as bases de ponderação publicadas pela FIPE. Os preços que eram expressos em valores correntes foram transformados em valores reais utilizando-se o Índice Geral de Preços (IGP - D<sub>i</sub>) como deflator.

O consumo “per capita” de carne bovina foi medido pela disponibilidade nacional “per capita”. Com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e CACEX, calculou-se a disponibilidade incluindo: produção doméstica mais importação e menos exportação. Dividindo-se esse total (em termos de equivalente de carcaça) pela estimativas da população brasileira, obteve-se a disponibilidade “per capita”. Os valores de exportação e importação de carne bovina industrializada ou processada foram transformados em equivalente de carcaça de acordo com coeficientes apresentados por Lattimore (1974)<sup>10</sup>.

Utilizou-se a variável renda real disponível “per capita” para representar o poder aquisitivo dos consumidores.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

O modelo de demanda descrito pela equação (5) foi estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com dados do período 1957-87. Os resultados da estimação são apresentados na Tabela 1.

<sup>10</sup> Mesmo supondo que as estatísticas de produção de carne bovina não espelham exatamente a realidade, pois não incluem abates clandestinos, acredita-se que representam uma aproximação razoável da tendência de seus valores.

**TABELA 1. Estimativa dos coeficientes da função de demanda de carne bovina para o mercado brasileiro, estatísticas “t”, “F” e “Q” e coeficientes de determinação da função especificada, período 1957-87.**

	Variáveis explicativas								
	Preço de carne bovina	Preço de carne suína	Preço de carne de frango	Consumo retardado	Índice de preços do grupo de carnes	Índice de preços de “outros alimentos	Índice de preços de “não alimentos”	Renda	Tendência
Coef. regressão	-0,0560	0,0308	0,0025	0,5311	0,0024	-0,0046	0,0300	0,0001	-0,1744
Erro-padrão	0,02075	0,01196	0,01268	0,1340	0,05853	0,03093	0,02124	0,0000	0,0813
Valor t	-2,7944	2,5778	0,1973	3,9663	0,4190	-1,478	1,4112	3,519	-2,1432
Nível de signif. (%)	5	5	-	1	-	-	-	5	5
	F = 1536,49*		R <sup>2</sup> = 0,8837		R <sup>2</sup> = 0,8415		Q = 14,1873		

F\* = indica que a estatística “F” da análise de variância é significativo ao nível de 1%.

A estatística R<sup>2</sup> refere-se ao coeficiente de determinação múltipla ajustado pelo número de graus de liberdade.



Os coeficientes das variáveis preço da carne bovina, preço da carne suína e renda apresentaram-se significativos ao nível de 1% ou 5% de probabilidade e com os sinais coerentes com a teoria econômica e com os conhecimentos empíricos. O coeficiente da variável preço de frango apresentou-se positivo, indicando a existência de algum grau de substitutibilidade entre as carnes bovina e de frango. Todavia, ele apresentou-se não significativo. Uma vez que foram incorporados na função de demanda dados recentes de mercado, período em que o frango passa a ter representabilidade no consumo do povo brasileiro, era esperado um coeficiente significativo. Pelo menos duas possibilidades podem ser formuladas para explicar essa divergência no resultado encontrado. A primeira está relacionada a problemas empíricos associados aos dados utilizados. O comércio varejista de carne de frango não era bem definido nos primeiros períodos da série, dificultando a determinação de preço médio representativo para a época em que grande parte das transações era realizada através do comércio informal. A segunda possibilidade está relacionada à existência de multicolinearidade entre as variáveis, o que pode fazer com que alguns dos coeficientes da regressão se apresentem estatisticamente não diferentes de zero, embora sejam importantes no modelo teórico. Verificou-se, através da matriz de correlação simples, que as variáveis renda e tendência, tendência e preço de frango e preço de frango e renda encontravam-se bastante correlacionadas (considerando-se como bastante correlacionadas as variáveis que apresentaram coeficientes de correlação maiores que 0,9, em valores absolutos). Tentou-se excluir do modelo a variável tendência, que das variáveis citadas era a que apresentava menor significado econômico; todavia, os resultados estatísticos não foram superiores. Os valores das correlações entre as variáveis são apresentados em Anexo.

Os coeficientes das variáveis referentes aos índices de preços apresentaram-se não significativos nos níveis de probabilidade considerados. O coeficiente da variável tendência apresentou-se significativo. O sinal negativo dessa variável indica redução do consumo de carne bovina durante a série em análise.

O coeficiente de ajustamento ( $\delta$ ) foi estimado em 0,47, indicando que 47% da diferença entre o consumo desejado e o observado é eliminada em um ano. O período para que o ajustamento total se processe é dado por:

$$t = \frac{\text{Ln}(1 - \alpha)}{\text{Ln}(1 - \delta)},$$

onde: t = tempo;

$\delta$  = coeficiente de ajustamento;

$\alpha$  = proporção do ajuste de longo prazo desejado, tomado aqui como 98%; e foi calculado em 6,2 anos.

As elasticidades encontradas para a demanda de carne bovina, calculadas nas médias amostrais, para curto e longo prazos, são apresentadas na Tabela 2.

**TABELA 2. Elasticidades de demanda de carne bovina calculadas nas médias amostrais para curto e longo prazos.**

Elasticidade	Curto prazo	Longo prazo
Preço direta	-0,51	-1,09
Cruzada com preço de frango*	0,03	0,06
Cruzada com preço de suíno	0,30	0,64
Renda	0,52	1,11

Obs.: Esses valores tendem a se alterar ao longo da curva de demanda, sendo que para preços e rendas maiores e quantidades menores as elasticidades aumentam e vice-versa.

\* Valores considerados de baixa precisão devido à não-significância do coeficiente estimado ( $w_3$ ).

Os resultados obtidos indicam inelasticidade da demanda de carne bovina com relação ao próprio preço, no curto prazo (ECPB = -0,51). No longo prazo a demanda torna-se elástica (ELPB = -1,09). Esses valores encontram-se dentro da faixa de elasticidades determinadas pelos diversos autores consultados (Tabela 3).

Com relação ao preço de suíno, a demanda de carne bovina é inelástica no curto e longo prazos (ECPS = 0,30 e ELPS = 0,64). O valor obtido para essa elasticidade, no curto prazo, é bastante próximo do encontrado por Fernandes (1988) (ECPS = 0,34), com dados do período 1960-85, e bastante menor que o encontrado por Lobato (1975) (ECPS = 1,22), com dados do período 1946-70.

As elasticidades-renda de curto prazo obtidas na literatura consultada (Tabela 4) diferem em magnitude; todavia, com exceção das elasticidades encontradas por Lobato (1975) e Fernandes (1988), que foram bastante altas, elas indicam que o consumo de carne bovina varia menos que proporcionalmente com a renda dos consumidores, podendo este alimento ser enquadrado como "bem necessário". A elasticidade-renda de curto prazo encontrada no

presente estudo ( $ECY = 0,52$ ) reforça esse resultado. No longo prazo, o valor obtido para a elasticidade-renda ( $ELY = 1,11$ ) indica que o consumo de carne bovina varia mais que proporcionalmente frente às mudanças nessa variável.

**TABELA 3. Elasticidades-preço diretas da demanda de carne bovina para o Brasil e regiões específicas do Brasil.**

Pesquisadores	Período	Local	ECd	ELd
Brandt et al. (1973)	1970-72	Manaus	-0,60	--
Ávila (1973)	1947-70	R.G. Sul	-0,47	-0,64
Seraphin (1973)	1969-72	Goiânia	-0,69	--
Santos et al. (1974)*	1974	S. Luís	--	-1,35
Lobato (1975)	1946-70	Brasil	-0,94	-1,52
Simões (1980)*	1974	Brasil	--	-0,43
Fernandes (1988)	1960-85	Brasil	-0,29	--

\* Elasticidades estimadas com dados de corte seccional. Considera-se, nesse caso, que todos os ajustamentos no consumo, frente às variações nos preços ou na renda dos consumidores, já tenham se processado, sendo, dessa forma, comparáveis às elasticidades obtidas para longo prazo com dados de série temporal. A elasticidade estimada por Simões (1980) não se refere especificamente à carne bovina, mas a carnes de pescado.

Como alguns dos resultados empíricos obtidos com a função de demanda proposta não foram satisfatórios, procedeu-se ao ajuste daquela função com as variáveis expressas nos logaritmos (exceto a variável tendência), apesar da menor consistência teórica dessa forma, que resulta em elasticidades constantes dentro do intervalo utilizado para a estimação. Os resultados estatísticos encontrados foram, todavia, inferiores.

Ajustou-se, ainda, como variante do modelo inicialmente proposto, a função de demanda com constante e a renda expressa no logaritmo neperiano dos valores observados. Para a variável renda, a relação linear parece não ser a mais indicada, uma vez que ela implica elasticidades maiores para rendas maiores. Os conhecimentos empíricos e a literatura consultada demonstram que a relação existente é exatamente a oposta. Quando a renda é baixa e a porcentagem desta renda gasta com produtos alimentares é relativamente alta, a reação da demanda de um alimento frente às variações em seu preço é maior do que quando a renda é alta e a porcentagem desta gasta com alimentação é baixa. A elasticidade-renda obtida com a renda expressa

no logaritmo varia em relação inversa à quantidade consumida ( $EY = b/Q$ ), sendo esta última diretamente relacionada à renda. Também neste caso os resultados estatísticos foram claramente inferiores.

## CONCLUSÕES

O modelo econométrico utilizado na análise de demanda de carne bovina, fundamentado numa função de utilidade separável, viabilizou a estimativa das elasticidades com base na teoria econômica.

As elasticidades de demanda apresentaram os sinais esperados, isto é, coerentes com a teoria econômica e com os conhecimentos empíricos. Apesar de o coeficiente da variável preço de frango não se ter apresentado significativo, a existência de correlação entre essa variável e o consumo de carne bovina não pode ser descartada, preferindo-se acreditar que a qualidade dos dados utilizados ou problemas de ordem econométrica não permitiram que a real correlação fosse detectada.

Os resultados obtidos com o modelo econométrico proposto permitem concluir que o consumo de carne bovina é quase tão sensível às variações na renda dos consumidores quanto às variações no seu próprio preço.

A elasticidade cruzada de demanda de carne bovina com preço de suíno indica baixo grau de substitutibilidade entre esses dois produtos. Como foram incorporados na função de demanda dados referentes à época em que o frango passou a ter um consumo expressivo na dieta brasileira, era esperado uma redução do grau de substitutibilidade entre a carne bovina e a suína, se comparado a épocas anteriores.

A quantidade demandada de carne bovina torna-se mais sensível às variações ocorridas em seu preço, no preço da carne suína e na renda dos consumidores à medida que o período de ajustamento é aumentado. No curto prazo, a quantidade consumida de carne bovina varia menos que proporcionalmente frente às mudanças ocorridas nessas variáveis citadas. No longo prazo, o consumo de carne bovina varia mais que proporcionalmente frente às mudanças ocorridas em seu preço e na renda dos consumidores e menos que proporcionalmente considerando variações no preço de carne suína.

As estimativas dos parâmetros da função de demanda podem dar indicação aos formuladores de políticas da reação dos consumidores frente à mudança em variáveis relacionadas ao consumo de carne bovina. Se, por exemplo, a intenção fosse promover um aumento do consumo desse alimento, visando à melhoria das condições nutricionais da população, os resultados sugerem que políticas que interviesse no seu preço teriam efeito seme-

lhante àquelas que interviessem na renda dos consumidores, considerando o mesmo percentual de variação. Se o objetivo fosse a redução do consumo interno de carne bovina, via aumento do consumo de substitutos, tendo em mente o aumento das exportações, os resultados sugerem que políticas que interviessem nos preços dos produtos substitutos teriam pequeno efeito no alcance do objetivo, devendo portanto ser a política acompanhada de campanhas que incentivassem o consumo dos substitutos. Por outro lado, se fosse visada a estabilidade de preços no setor de pecuária, estímulos à produção de carne bovina, frente à expectativa de aumento de renda, deveriam ser tais que permitissem que a produção aumentasse menos que proporcionalmente à variação prevista na renda.

## REFERÊNCIAS

- ÁVILA, A. **Um modelo econométrico para carne bovina no Rio Grande do Sul, 1947-70.** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1973. 67p. Dissertação de Mestrado.
- BRANDT, S.A.; AAD NETO, A.; RESENDE, A.M.; SOUZA, A.F.; SOUZA, D.C. **Análise econômica e projeções de demanda de carne bovina no mercado de Manaus.** Manaus: ACAR, 1973. 106p. (Estudos de Economia Agrícola, 3).
- CANTO, W.L. do. Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização. **Estudos Econômicos – Alimentos Processados**, Campinas, n.22, 1988.
- DEATON, A. & MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior.** Cambridge: Cambridge University Press, 1980. 446p.
- ENDO, S.K.; & CARMO, H.C.E. do. Breve histórico do índice de preços ao consumidor no município de São Paulo, São Paulo: 1985 (Mimeo.).
- FERNANDES, S.G.; PANIAGO, E.; & LIMA, J.E. de. Análise de alternativas de políticas para o setor de carnes no Brasil. **Revista de Economia Rural**, v.27, n.4, p.437-459, 1989.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estudo Nacional de Despesa Familiar – ENDEF.** Rio de Janeiro: 1978.
- FURTUOSO, M.C.O. Redistribuição de renda e consumo de alimentos no Estado de São Paulo. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - USP, 1981. 106p. Dissertação de Mestrado.
- GEORGE, P.S.; & KING, G.A. **Consumer demand for food commodities in the U.S. with projections for 1980.** Califórnia: University of Califórnia, 1971. 161p.
- GREEN, H.A.J. **Consumer theory.** England: Penguin Books, 1971. 344p.
- HEIEM, D.M. The structure of food demand; interrelatedness and duality. **American Journal of Agricultural Economics**, Iowa, v.64, n.2, p.213-21, May 1982.
- LATTIMORE, R.G. **An econometric study of the Brazilian beef sector.** Purdue: Purdue University, 1974. 176p. Tese de Doutorado.
- LOBATO, J.G. **Elasticidades parciais e totais de demanda e oferta de carnes bovina e suína no mercado brasileiro.** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa. 1975, 56p. Dissertação de Mestrado.

- NERLOVE, M. **Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities.** Washington, D.C.: USDA - Agricultural Marketing Service, 1958. (Agricultural Handbook, 141).
- SANTOS, R.M. dos; BRANDT, S.A.; LADEIRA, H.H.; CAMPOS, J.R.S.; CARVALHO W.L. de; PEDROSA, D.C.B.; AAD NETO, A. Perspectivas de consumo de carne bovina no mercado de São Luís. **Boletim SER**, São Luís, v.1, n.2, p.24-51, 1974.
- SERAPHIM, J.B.C. **Análise econômica de procura de carnes no mercado de Goiânia, estado de Goiás.** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1973. 84p. Dissertação de Mestrado.
- SIMÕES, R.C. **Estimativa de sistema de demanda de produtos agrícolas.** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1980. 61p. Dissertação de Mestrado.
- STROTZ, R. The empirical implications of a utility tree. **Econometrics**, Chicago, v.27, n.3, p.482-488, 1959.
- RIZZIERI, J.A.B. Estrutura de ponderações do índice de preços ao consumidor do município de São Paulo, São Paulo: FIPE, 1987. (Mimeo).

#### ANEXO. Correlação entre as variáveis independentes do modelo.

	PS	PF	QB <sub>i-1</sub>	IC	IOA	INA	T	R
PB	0,78	-0,71	-0,23	0,52	0,05	-0,24	0,72	0,81
PS	1,00	-0,48	0,09	0,31	0,38	0,07	0,41	0,53
PF		1,00	0,54	0,19	0,32	0,50	-0,94	-0,95
QB <sub>i-1</sub>			1,00	0,46	0,67	0,73	-0,67	-0,51
IC				1,00	0,60	0,53	-0,43	-0,36
IOA					1,00	0,88	-0,44	-0,33
INA						1,00	-0,60	-0,54
T							1,00	-0,95
R								1,00