DEMANDA DE CARNE BOVINA NO
MERCADO BRASILEIRO

MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

Orientador: Prof.Dr. Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

Dissertação apresentada à Escola
Superior de Agricultura "Luiz de
Queiroz", da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título
de "Mestre" em Agronomia. ÁREA DE
CONCENTRAÇÃO: Economia Agrária.

PIRACICABA
ESTADO DE SÃO PAULO - BRASIL
OUTUBRO DE 1989

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de biblioteca e Documentação - PCAP/USP

Bacchi, Mirian Rumenos Piedade

B116d Demanda de carne bovina no mercado brasileiro.
Piracicaba, 1989.
77p. ilustr.

Diss.(Mestre) - ESALQ
Bibliografia.

1. Carne bovina - Demanda - Brasil 2. Carne bovina -
Demanda - Elasticidade 3. Carne bovina - Mercado - Bra-
sil 4. Mercado agrícola - Brasil I. Escola Superior de
Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba

CDD 338.4766492

DEMANDA DE CARNE BOVINA NO MERCADO BRASILEIRO

MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

Aprovada em: 07.06.1990

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros	ESALQ/USP
--	-----------

Prof. Dr. Evaristo Marzabal Neves	ESALQ/USP
-----------------------------------	-----------

Dr. Flávio Condê de Carvalho	IEA/SP
------------------------------	--------

Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE C. BARROS
ORIENTADOR

Aos meus pais Alvaro e Susana

Ao Osny, Fernanda e Isabela

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros pela eficiente orientação dada na realização deste trabalho.

Aos Profs. Evaristo Marzabal Neves, José Ferreira de Noronha, Fernando Curi Peres e Rodolfo Roffmann pelas valiosas críticas e sugestões apresentadas para o aperfeiçoamento do texto original.

A Ana Lúcia Kassouf pela amizade e colaboração no processamento dos dados.

A todos os membros do Departamento de Economia e em especial ao Dr. Paulo Fernando Cidade de Araujo, cujo estímulo foi de grande valia.

A FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP pela cessão dos dados utilizados.

A todos que direta ou indiretamente contribuíram para que este trabalho fosse realizado.

CONTEÚDO

	Página
LISTA DE TABELAS	v
LISTA DE FIGURAS	vii
RESUMO	viii
SUMMARY	x
1. INTRODUÇÃO	1
2. OBJETIVOS	15
3. METODOLOGIA	17
3.1. Modelos Integracionistas	17
3.2. O Modelo Utilizado	25
3.2.1. Orçamentação em dois estágios	25
3.2.2. Modelo de Defasagem Distribuída	27
3.2.3. Teste de Causalidade	30
3.2.4. Especificação Empírica	35
3.3. Testes Estatísticos	38
3.4. Dados	39
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	43
4.1. Análise da Evolução do Mercado de Carne Bovina - Período 1957-87	43
4.2. Análise Estatística	51
4.3. Análise Econômica	57
4.4. Período de Ajustamento	64
5. CONCLUSÕES	67
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
1	Relação entre salário mínimo/preço real de carne bovina para o período 1971-87	4
2	Média anual de preços reais de varejo das carnes de boi, porco e frango na cidade de São Paulo, para o período de 1971-87	5
3	Disponibilidade "per capita" de diferentes carnes (Kg) no Brasil, para o período 1970-87.....	7
4	Coefficientes das regressões : consumo de carne bovina versus preço de carne bovina, preço de carne suína, preço de frango e renda (incluindo a variável binária e suas interações). Período 1957-87	49
5	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	52
6	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 Modificada. (Com constante e a renda expressa nos logaritmos dos valores observados). Período 1957-87	56
7.	Elasticidades de demanda de carne bovina calculadas nas médias amostrais para curto e longo prazos e fórmulas utilizadas para a obtenção dessas elasticidades ...	58

Tabela nº

Página

8	Elasticidades-preço direta da demanda de carne bovina para o Brasil e regiões específicas do Brasil	60
9	Elasticidades-renda da demanda de carne bovina para o Brasil e regiões específicas do Brasil	63
10	Elasticidades de demanda de carne bovina calculadas nas médias amostrais para curto e longo prazos com a função modificada (com constante e renda expressa nos logaritmos dos valores observados)	65

LISTA DE FIGURAS

Figura nº		Página
1	Quantidade consumida de carne bovina versus preço de carne bovina - período 1957-87	44
2	Quantidade consumida de carne bovina versus preço de carne suína - período 1957-87	44
3	Quantidade consumida de carne bovina versus renda- período 1957-87,.....	44
4	Quantidade consumida de carne bovina versus preço de frango - período 1957-87	45
5	Quantidade consumida de carne de frango versus pre- ço de carne de frango - período 1957-87	45

DEMANDA DE CARNE BOVINA NO MERCADO BRASILEIRO

Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Orientador: Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

RESUMO

O objetivo principal do presente estudo foi o de obter as elasticidades da demanda de carne bovina no mercado brasileiro.

O modelo utilizado para a obtenção dessas elasticidades segue uma abordagem integracionista (considera a inter-relação de todos os bens e serviços) e se fundamenta no 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.

As elasticidades encontradas foram:

direta : curto prazo = -0,48, longo prazo = -1,09

cruzada com preço de frango: curto prazo = 0,10

longo prazo = 0,22

cruzada com preço de suíno: curto prazo = 0,33

longo prazo = 0,73

renda: curto prazo = 0,30, longo prazo = 0,67

O coeficiente da variável preço de frango apresentou-se não significativo o que atribuiu-se a problemas de ordem econométrica ou de qualidade dos dados utilizados.

As elasticidades de curto prazo encontradas permitem concluir que variações na renda dos consumidores têm baixa influência no consumo de carne bovina. Conquanto o sinal positivo do coeficiente da variável preço de carne suína indique que esta carne e a bovina sejam produtos substitutos, verifica-se que o consumo de carne bovina é também pouco sensível às variações nos preços de carne suína.

A quantidade demandada de carne bovina é mais sensível às variações ocorridas em seu preço, no preço de carne suína e na renda dos consumidores à medida que o tempo se alonga.

O valor do coeficiente de ajustamento (δ), calculado a partir do coeficiente da variável consumo de carne bovina defasado, indica que 44,4% da diferença entre a demanda observada e a desejada é eliminada em um período. O tempo necessário para a demanda observada atingir 98% da desejada, foi calculado em 6 anos e 8 meses.

BEEF DEMAND IN BRAZILIAN MARKET

Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Adviser: Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

SUMMARY

The main objective of this study was to determine beef demand elasticities for Brazilian market.

The model used obtainning the elasticities is based on the integrationist approach that recognizes the interrelationship among all commodities, and on the concept of homogeneous separability of the utility function.

Data from the 1957-87 period, expressed in terms of natural numbers, were adjusted by the ordinary least square method. The results estimated for demand elasticities were:

Direct elasticity: short term = .48, long term = 1.09

Cross elasticity with chicken meat: short term = .10

long term = .22

Cross elasticity with pork meat: short term = .33

long term = .73

Income elasticity: short term = .30, long term = .67

Although the chicken price coefficient in the equation was not significant, we tend to believe that either econometric problems or data quality didn't allow the detection of correlation between this variable and beef consumption.

The short term elasticity values found allow us to conclude that variations in income have little influences of beef consumption. Although the positive sign of the pork price coefficient indicates that beef and pork are substitute products, it can be observed that beef consumption is also little sensible to pork price variations.

Beef consumption is more sensible to its own price variations, pork price and income, in the long run.

The adjustment coefficient value (δ), calculated from the lagged beef consumption coefficient, indicates that 44.4% of the difference between observed and desired demand is eliminated in one period. The period required for the observed demand to reach 98% of the desired demand was estimated to be 6 years and 8 months.

1. INTRODUÇÃO

O conhecimento dos principais determinantes do funcionamento de mercado de produtos agrícolas é de grande importância para o estabelecimento de políticas econômicas que visem evitar flutuações indesejadas de preço, bem como para o delineamento de programas especiais de nutrição, abastecimento etc.. Em particular, as elasticidades de oferta e demanda, constituem-se em importantes instrumentos de orientação para o planejamento da produção, políticas agrícolas, consumo e exportação.

Dentre os produtos agrícolas, aqueles de alto teor protéico apresentam peso significativo na parcela do orçamento do consumidor brasileiro destinada à alimentação e conseqüentemente na ponderação dos índices de preços indicadores da inflação. Dentro dessa categoria, a carne bovina ocupa posição de destaque, em termos de consumo, constituindo-se ainda em produto de certa relevância no conjunto de bens exportáveis.

O setor de pecuária bovina apresenta, no Brasil, um ritmo de desenvolvimento relativamente incipiente, gerado pela pequena taxa de incorporação de tecnologia e conseqüente baixa produtividade do rebanho¹.

¹ MOREIRA (1980).

Isso tem impedido o país de alcançar um volume de produção de carne bovina suficiente para suprir o mercado interno à preço acessível, às populações de menor renda e dinamizar as exportações visando a consolidação da posição de exportador já conseguida.

A nossa pecuária de corte caracteriza-se por um comportamento cíclico que pode ser evidenciado pela evolução dos abates. A carne bovina, como relatado por vários autores, entre eles MASCOLO (1980), NEVES *et alii* (1985), AZEVEDO FILHO *et alii* (1987), MUELLER (1987) e KASSOUF (1988), tem ciclo de produção com fortes oscilações plurianuais (ciclo do gado) e destacada flutuação sazonal derivada da época de safra e entre-safra, acarretando substanciais variações nos preços. Essa peculiaridade da bovinocultura, aliada às ações intervencionistas do governo, às vezes imediatistas e não articuladas com uma orientação global de desenvolvimento do setor, aumentando os riscos e gerando incertezas, tem sido apontadas como responsáveis pela resposta inadequada dos pecuaristas às pressões de demanda².

Essas condições técnico-econômicas desfavoráveis para o setor têm resultado em diminuição no consumo de carne bovina e favorecido o crescimento da produção de carnes substitutas. Em tempos recentes, paralelamente à queda dos salários reais, tem-se observado uma evolução desfavorável nos preços da carne bovina em relação a outro tipo de carne. Isso só tem levado a deslocamentos na função de demanda daquele produto, com acomodação do consumo à oferta disponível.

²Ver MUELLER (1987).

Na Tabela 1 são apresentados dados sobre preço de carne bovina no varejo, para a cidade de São Paulo, e salário mínimo, verificando-se que no período 1971-87 houve significativas modificações no poder de compra do salário mínimo em relação ao preço deste alimento. Os cinco últimos anos da série apresentaram, juntamente com os anos de 1979 e 1980, os menores valores da relação salário mínimo/preço de carne bovina (nº de quilos de carne bovina comprados com 1 salário mínimo).

A relação entre os preços das diferentes carnes, que pode ser visualizada na Tabela 2, evidencia, para todos os anos da série, após 1972, a desvantagem econômica advinda da aquisição de carne bovina comparativamente à carne de frango. Em relação a carne suína observa-se alternância de períodos em que esta apresentou-se com maior ou menor vantagem econômica que a carne bovina. Comparativamente à carne de frango, a carne suína apresentou-se desvantajosa economicamente para todos os anos da série após 1972.

Tabela 1. Relação entre salário mínimo/preço real de carne bovina para o período 1971-87

Ano	Valor real do salário mínimo (Cz\$) (1)	Preço real de carne bovina (Cz\$/quilo)	Relação SM/carne bovina	
			Valor	Índice
1971	6.326,12	146,81	43,09	100,00
1972	6.453,12	145,84	44,25	102,69
1973	6.565,14	194,58	33,74	78,30
1974	6.171,39	205,52	30,03	69,69
1975	6.600,14	184,04	35,86	83,22
1976	6.522,39	170,59	38,23	88,72
1977	6.585,25	167,09	39,41	91,46
1978	6.728,48	201,27	33,43	77,58
1979	6.673,61	250,99	26,59	61,71
1980	6.285,66	224,49	27,10	62,89
1981	6.070,59	181,11	33,52	77,79
1982	6.186,86	162,77	38,01	88,21
1983	5.322,20	183,14	29,06	67,44
1984	4.461,62	185,44	24,06	55,84
1985	4.544,27	158,65	28,64	66,47
1986	4.515,61	164,60	27,43	63,66
1987	3.740,25	173,90	21,51	49,92

Fonte: Os preços de carne bovina foram obtidos a partir dos preços mensais dos diversos cortes que compõem a carcaça do boi, preços estes fornecidos pela FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas-USP, ponderados pela participação do corte no total da carcaça, conforme Sistema Ponderal de Conversões publicado pelo ITAL, CANTO, 1988. Os dados sobre salário mínimo do Estado de S.Paulo foram extraídos de Conjuntura Econômica, 1971-87.

(1) Inclue o 13º salário.

Valores de salário mínimo e preço de carne bovina corrigidos pelo IGP-Índice Geral de Preços da FGV para dezembro de 1987.

Tabela 2. Média anual de preços reais de varejo das carnes de boi, porco e frango na cidade de São Paulo, para o período de 1971-87

Ano	Preços das carnes (Cz\$/quilo)*			Razão de preços		
	Boi(1)	Porco(2)	Frango(3)	(2)/(1)	(3)/(1)	(3)/(2)
1971	146,81	144,72	217,58	0,98	1,48	1,50
1972	145,84	171,56	187,78	1,18	1,29	1,09
1973	194,58	202,87	146,35	1,04	0,75	0,72
1974	205,52	250,06	142,16	1,22	0,69	0,57
1975	184,04	211,06	131,53	1,15	0,71	0,62
1976	170,59	186,53	128,53	1,09	0,75	0,69
1977	167,09	204,67	119,31	1,22	0,71	0,58
1978	201,27	202,69	130,91	1,01	0,65	0,65
1979	250,99	223,24	140,68	0,89	0,56	0,63
1980	224,49	196,34	119,27	0,87	0,53	0,61
1981	181,11	154,44	105,73	0,85	0,58	0,68
1982	162,77	167,83	91,94	1,03	0,56	0,55
1983	183,14	173,53	104,18	0,95	0,57	0,60
1984	185,44	172,25	110,55	0,93	0,60	0,64
1985	158,65	169,98	99,31	1,07	0,63	0,58
1986	164,60	169,85	111,27	1,03	0,68	0,66
1987	173,90	144,25	95,27	0,83	0,55	0,66

Fonte: FIPE/USP (preço de frango). Preços de suíno e bovino obtidos a partir dos preços mensais dos diversos cortes que compõem a carcaça desses animais (fornecidos pela FIPE) ponderados pela participação do corte no total da carcaça, conforme Sistema Ponderal de Conversões publicado pelo ITAL, CANTO, 1988.

* Corrigido pelo IGP para dezembro de 1987.

Em 1971, o preço do quilo da carne de frango no varejo correspondia a aproximadamente 148% do preço do quilo da carne bovina, passando a valores relativos menores nos outros anos da série de modo que, em 1987, o preço da carne de frango correspondia a 55% do preço da carne bovina. As alterações ocorridas na relação preço de carne de frango/preço de carne suína foram também significativas. No ano de 1971 o preço da carne de frango equivalia à 150% do preço da carne suína e, em 1987, essa equivalência diminuiu para 66%.

A participação da carne bovina no consumo "per capita", dentro desse grupo de carnes mais consumidas, baixou de 65,2%, em 1970, para 41,8% em 1987, sendo o aumento do consumo da carne de frango o maior responsável por essa alteração de valores. (ver Tabela 3).

Ao contrário da bovinocultura que não tem obtido resultados tecnológicos expressivos e onde a absorção de tecnologia não tem sido uniforme para as diferentes zonas criatórias, a avicultura tem acompanhado, no mesmo nível, os avanços tecnológicos dos países desenvolvidos, que são os grandes produtores mundiais de carne de frango.

O crescimento do consumo da carne de frango vem do início dos anos 70, mas a tendência de equiparação com o de carne vermelha só veio a se configurar na presente década.

O desenvolvimento da avicultura, ocorrido no período 1970-87, fica evidenciado ao verificar-se que a produção de carne de frango era de somente 0,21 milhão de toneladas, em 1970, passando a 1,75 milhão de toneladas, em 1987. Considerando-se que, em 1987, somente 220.000 toneladas foram exportadas, tem-se um consumo "per capita" de aproximadamente 11kg neste ano, pela primeira vez muito próximo ao da carne bovina³.

³ MOLINARI (1988).

Tabela 3. Disponibilidade "per capita" de diferentes carnes (Kg) no Brasil, para o período 1970-87

Ano	Carne bovina	Carne de frango*	Carne suína	Total
1970	18,3 (65,2)	2,2 (7,8)	7,6 (27,0)	28,1
1971	17,4 (63,3)	2,2 (8,0)	7,9 (28,7)	27,5
1972	17,7 (64,9)	2,9 (10,6)	6,7 (24,5)	27,3
1973	18,2 (62,5)	3,9 (13,4)	7,0 (24,1)	29,1
1974	19,6 (62,9)	4,6 (14,7)	7,0 (22,4)	31,2
1975	15,9 (57,0)	4,8 (17,2)	7,2 (25,8)	27,9
1976	18,4 (59,7)	5,2 (16,9)	7,2 (23,4)	30,8
1977	20,0 (60,2)	5,8 (17,5)	7,4 (22,3)	33,2
1978	19,7 (56,6)	6,9 (19,8)	7,5 (21,6)	34,8
1979	16,4 (50,5)	8,4 (25,8)	7,7 (23,7)	32,5
1980	16,2 (48,5)	9,1 (27,2)	8,1 (24,3)	33,4
1981	15,2 (46,9)	9,3 (28,7)	7,9 (24,4)	32,4
1982	16,3 (48,1)	10,0 (29,5)	7,6 (22,4)	33,9
1983	14,9 (46,6)	9,6 (30,0)	7,5 (23,4)	32,0
1984	13,0 (46,3)	7,9 (28,1)	7,2 (25,6)	28,1
1985	13,3 (45,5)	8,6 (29,5)	7,3 (25,0)	29,2
1986	14,8 (45,1)	9,7 (29,6)	8,3 (25,3)	32,8
1987	14,1 (41,9)	10,8 (32,0)	8,8 (26,1)	33,7

Fonte: IBGE-Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (ANUÁRIO ESTATÍSTICO) e Ministério da Fazenda e CACEX para dados que geraram o de disponibilidade de carne bovina. Os dados de disponibilidade de carne suína e de frango foram extraídos do Boletim ETAC MERCADOS - Carnes.

* Disponibilidade de carne de frango estimada com base na disponibilidade de carne de aves considerando um fator de conversão de 0,97⁴.

- Os dados entre parênteses indicam a participação da disponibilidade de cada carne no total do grupo.

⁴ AVICULTURA, *Agroanalysis*, 1988.

Esse efeito de substituição da carne bovina, num contexto de tendência de aumento de consumo "per-capita" de carnes, explica porque seus preços, na década de 80, não sofreram a pressão de alta esperada em decorrência da queda na sua disponibilidade interna.

Dada a importância da análise do comportamento do mercado de carne bovina e, em particular, a obtenção dos parâmetros da sua função de demanda, vários pesquisadores brasileiros têm abordado a questão.

PEREZ (1973) através de dados de corte transversal no tempo, obtidos no mês de julho de 1971, com amostra consistindo de 255 famílias da cidade de Piracicaba-SP (pertencentes a diversas classes de renda), estimou, entre outras elasticidades, a elasticidade renda para diversas categorias de alimentos. Utilizando o método de mínimos quadrados ordinários para o ajuste da função da demanda que foi especificada na forma bi-logarítmica, obteve o valor de 0,77 para a elasticidade renda da demanda de carne bovina de primeira.

ÁVILA (1973) estimou, a partir de dados de série anual do período 1947-70, equações de oferta de bovinos para abate e demanda de carne bovina para o Rio Grande do Sul. As equações foram ajustadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários, com as variáveis expressas nos logaritmos decimais dos valores observados. Os resultados mostraram que a demanda estadual de carne bovina era inelástica em relação a preço, tanto a curto prazo (-0,49), quanto a longo prazo (-0,64). Os resultados encontrados para as elasticidades-renda foram de 0,26 e 0,36 no curto e longo prazos, respectivamente.

BRANDT *et alii* (1973), utilizando dados mensais do período janeiro 1970 a dezembro de 1972 e trabalhando com um sistema de equações simultâneas ajustadas pelo método dos mínimos quadrados de dois estágios (Theil - Bassman), analisaram a estrutura de mercado consumidor de carne bovina de Manaus, Amazonas. Concluíram que a demanda de carne bovina era preço-inelástica ($-0,6$) e renda-elástica ($2,6$). Concluíram ainda que não havia influência significativa das variações em preço de pescado e de carne de aves sobre o consumo de carne bovina.

SERAPHIM (1973) ajustou, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, equações de demanda de carne bovina, suína e de aves para a cidade de Goiânia, Goiás, utilizando dados mensais do período de 1969-72. Os resultados encontrados foram: elasticidades-preço da demanda de carne bovina iguais a $-0,69$ e $-1,07$ no curto e longo prazos, respectivamente, e elasticidades-renda iguais a $0,23$ e $0,36$ no curto e longo prazos, respectivamente. O período de tempo previsto para a procura observada se ajustar a uma proporção da procura desejada, tomada nesse estudo como 98%, foi estimado em 4 meses.

SANTOS *et alii* (1974), utilizando dados de corte seccional de 1974, na cidade de São Luiz, Maranhão, estimaram, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, equações de demanda de carne bovina, carne suína e de pescado. Verificaram que a demanda de carne bovina era preço-elástica ($-1,35$), apresentava pouca sensibilidade às variações de preço de carne suína $-0,25$ e era renda-inelástica ($0,66$).

FURTUOSO (1981) com a finalidade de determinar o efeito da redistribuição da renda disponível sobre a demanda de alimentos no Estado de São Paulo, conduziu um estudo onde foram determinadas as elasticidades-

renda da demanda para vários grupos de alimento, entre os quais, carnes e pescados. Os dados utilizados, obtidos através do ENDEF (Estudo Nacional de Despesa Familiar realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, no período de agosto de 1974 a agosto de 1975), foram distribuídos em três grandes classes de despesa. Para a área metropolitana e urbana não metropolitana do Estado, as classes consideradas foram: de Cr\$ 9.000,00, ou menos, a Cr\$ 22.299,00, de Cr\$ 22.600 a Cr\$ 45.199,00 e de Cr\$ 45.200,00 a Cr\$ 134.799,00 ou mais. Para a zona rural as classes consideradas foram: Cr\$ 4.500,00, ou menos, a Cr\$ 11.299,00, de Cr\$ 11.300,00 a Cr\$ 22.359,00 e de Cr\$ 22.600,00 a Cr\$ 31.599,00 ou mais. Os cálculos para obtenção das elasticidades-renda foram feitos com base em dois tipos de relação funcional: log-inversa e poligonal bi-logarítmica. As elasticidades obtidas foram:

Região	1º Estrato	2º Estrato	3º Estrato
Log-inversa			
Estado de São Paulo	1,00	0,42	0,12
Área Metropolitana	1,02	0,48	0,13
Área não Metropolitana	1,02	0,43	0,15
Área rural	1,49	0,68	0,21
Poligonal			
Estado de São Paulo	1,13	0,42	0,20
Área Metropolitana	1,22	0,46	0,19
Área não Metropolitana	1,11	0,46	0,28
Área rural	1,57	0,97	0,44

Essa literatura consultada, embora bastante rica em informações que pautaram a especificação do modelo a ser utilizado no presente trabalho, trata da modelagem da demanda de carne bovina em diferentes regiões do Brasil, não podendo seus resultados serem extrapolados para o mercado brasileiro como um todo, servindo apenas como parâmetros de balisamento para estudos que tratem do assunto neste contexto geral.

Outro aspecto a ser considerado é que alguns trabalhos, embora específicos para o mercado brasileiro como um todo, referem-se a períodos que não abrangem anos recentes, onde ocorreram significativas transformações no mercado de carnes.

Assim, LOBATO (1975) analisou a estrutura do mercado brasileiro de carne bovina e suína, a partir de série temporal correspondente ao período 1946-70. As relações de mercado, oferta e demanda, foram estimadas, simultaneamente, pelo método de mínimos quadrados de dois estágios. As equações foram ajustadas com todas as variáveis expressas nos logaritmos decimais dos valores observados, exceto a variável tendência que foi expressa nos números naturais. Os resultados encontrados para a demanda de carne bovina foram: elasticidade-preço direta de curto prazo igual a -0,94, elasticidade-preço direta de longo prazo igual a -1,52, elasticidade cruzada com preço de carne suína, de curto e longo prazos iguais a 1,22 e 1,97 respectivamente, e elasticidades-renda iguais a 1,27 e 2,05 de curto e longo prazos, respectivamente.

SIMÕES (1980), utilizando dados de corte seccional extraídos do ENDEF para o Brasil, ajustou, pelo método de mínimos quadrados ordinários, equações que fornecem parâmetros para o Sistema Linear Expandido

de Dispendio - ELES⁵, visando estimar elasticidades-preço e elasticidades-renda da demanda de vários grupos de alimentos. Para "carne e pescado" os resultados encontrados foram: -0,435 e 0,428 para elasticidade-preço e renda, respectivamente.

LOBATO (1982) analisou, com dados anuais do período 1960-81, o sistema de demanda de carnes no Brasil. Equações de preço-consumo foram estimadas, simultaneamente, pelo método de mínimos quadrados de dois estágios, com as variáveis expressas nos logaritmos decimais dos valores observados. Os resultados encontrados para carne bovina foram: -0,66 para a flexibilidade-preço direta e 0,53 para a flexibilidade-renda.

O único trabalho encontrado para o período, com abrangência de anos recentes e para o mercado brasileiro é o de FERNANDES (1988) que, com o objetivo de analisar as consequências econômicas advindas da implantação de políticas de incentivo à demanda e oferta de carnes no mercado brasileiro, estimou, com dados do período 1960-85 (publicados pelo IBGE) as elasticidades preço e renda para a carne bovina, suína e de aves. Utilizando uma função de demanda fundamentada no Sistema Diferencial Logarítmico (modelo de Rotterdam) ajustada pelo método de mínimos quadrados ordinários, encontrou, para a carne bovina, elasticidade renda igual a 1,05, elasticidade-preço direta igual a -0,29 e elasticidades cruzadas com preço de suíno e frango iguais a 0,34 e 0,84, respectivamente.

⁵ O sistema linear de dispendio permite redução dos parâmetros a serem estimados pela sistema completo de equações de $n^2 + n$ para $2n$. Ver BARROS (1987) p.209.

O modelo empregado por FERNANDES (1988) não possibilitou a determinação das elasticidades de longo prazo e utiliza, como o dos outros autores citados, uma função de demanda com abordagem setorial, onde não se considera a influência de todos os preços de bens e serviços normalmente consumidos, conforme propõe a Teoria da Utilidade. Nesse aspecto, torna-se importante a aplicação de modelos que apresentem um maior grau de compatibilidade com a teoria, como aqueles integracionistas (consideram a inter-relação de todos os bens e serviços) que são discutidos no capítulo 3.1. Esses modelos integracionistas têm sido utilizados em estudos de demanda de alimentos, todavia, não para o mercado brasileiro.

Para os Estados Unidos da América, GEORGE & KING, (1971), utilizando um modelo integracionista baseado no conceito de separabilidade homogênea da função de utilidade, obtiveram com dados do período 1955-65 as elasticidades-preço diretas e cruzadas e elasticidade renda para os alimentos consumidos naquele país. As elasticidades cruzadas para bens pertencentes a grupos diferentes foram obtidas através de relações estabelecidas sob a pressuposição de separabilidade cardinal da função de utilidade, conforme modelo de Frisch. Especificamente para a carne bovina encontraram os valores de -0,644 para a elasticidade direta, 0,083 para a elasticidade cruzada com preço de suíno, 0,068 para a elasticidade cruzada com preço de frango e 0,28 para a elasticidade renda.

HEIEN (1982), testando estatisticamente o modelo que desenvolveu sob a pressuposição de separabilidade aditiva da função de utilidade, ajustou, pelo método de mínimos quadrados não lineares em três estágios, funções de demanda para 16 produtos alimentícios. Utilizou dados

anuais do período 1947-79, referentes ao mercado norte-americano. Para a carne bovina as elasticidades encontradas foram: elasticidade-preço direta igual a $-0,956$, elasticidade-renda igual a $1,270$ e elasticidades-cruzadas com preço de suíno e frango iguais a $0,030$ e $0,012$, respectivamente.

Dessa forma, apesar da vasta literatura existente sobre demanda de carne bovina, pretende-se através de um modelo integracionista, que tem maior consistência teórica, incorporar à análise de demanda desse produto, a nível de Brasil, dados recentes sobre renda dos consumidores e sobre o comportamento de mercado do grupo de carnes, que reflitam suas mudanças dos últimos anos. A atualização constante dos parâmetros dos modelos utilizados para o estudo do mercado de carne bovina se faz necessária no sentido de minimizar suas distorções e tornar as previsões mais seguras.

2. OBJETIVOS

O presente estudo 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 e nos preços de outros produtos do grupo de alimentos proteicos.

De maneira mais específica, o objetivo deste trabalho é estimar:

- a) elasticidade-preço da demanda de carne bovina, a curto e longo prazos;
- b) elasticidades-cruzadas da demanda de carne bovina, a curto e longo prazos;
- c) elasticidade-renda da demanda de carne bovina, a curto e longo prazos.

O curto prazo pode ser definido como o período de tempo das observações, considerado no presente estudo como um ano. O longo prazo apresenta-se como o espaço de tempo necessário para o consumidor se ajustar ao nível da demanda desejada, após uma mudança no preço ou na renda, pressupondo-se todas as outras coisas constantes, durante o período de ajustamento.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelos Integracionistas

A teoria neo-clássica 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 de 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:

$$Q_i = J_i (P_i, P_j, \dots, P_n, Y)$$

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 ($P_j, \dots, P_n$) e da renda "per-capita" (Y).

Uma vez que na análise empírica deve-se 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, é suposto que certas restrições teóricas, relacionadas ao comportamento do consumidor e à natureza da função de utilidade, sejam satisfeitas. Essas restrições se referem à condição de homogeneidade, simetria (Slutsky) e às restrições de Cournot e Engel⁶.

As restrições citadas, impostas ao sistema completo de equações, reduzem o número de parâmetros a serem estimados para $1/2 (n^2 + n - 2)$ uma vez que permitem a estimação de certas elasticidades indiretamente⁷. 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 (problemas de graus de liberdade). Para contornar essa dificuldade é necessária a adoção de suposições adicionais que deem respaldo teórico ao estabelecimento de modelos para a especificação e estimação de uma equação de demanda para um dado produto.

⁶ Condição de homogeneidade

$$e_{i1} + e_{i2} + \dots + e_{in} + e_{iy} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Simetria

$$e_{ij} = w_{ij} e_{ji} - w_j (e_{ij} - e_{jy}) \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

Agregação de Cournot

$$w_1 e_{1j} + w_2 e_{2j} + \dots + w_n e_{nj} = -w_j \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

Agregação de Engel

$$w_1 e_{1y} + w_2 e_{2y} + \dots + w_n e_{ny} = 1$$

Ver HENDERSON & QUANDT (1971) p.31-39 para uma discussão mais detalhada.

⁷ Ver GEORGE & KING (1971), p.21.

Além da abordagem setorial, onde uma simples equação é formulada para estimar as elasticidades diretas e outras poucas cruzadas, pres supondo-se que os efeitos de outras variáveis sejam nulos, duas aborda gens diferentes têm sido propostas: 1^a) as mercadorias são agrupadas (teo ria das mercadorias compostas) e a função de demanda para um dado produto é estimada com base no estabelecimento de números índices; 2^a) a demanda para bens individuais é estimada, fundamentada no conceito de separabilida de da função de utilidade⁸. Essas duas abordagens são ditas integracionistas.

Na primeira abordagem, para o estabelecimento de números índices, é necessária a suposição bastante forte de constância nos preços relativos ou nas quantidades relativas consumidas das mercadorias de um mesmo grupo⁹.

Para DEATON & MUELLBAUER (1980), a utilidade dessa teoria, em constituir grupos de mercadorias para análise empírica, é limi tada. Numa economia onde flutuações consideráveis nos preços relativi vos são esperados, seria possível constituir um número relativamente peque no de agregados. Também o consumo em proporções fixas é uma pressuposição pouco real. Mais plausível parece ser a segunda abordagem, que se baseia no conceito de separabilidade da função de utilidade.

⁸ Ver GREEN (1971), p.151-165.

⁹ Se houver n mercadorias e os preços relativos das mercadorias $x_2, \dots, x_n$ não variarem, pode-se conduzir a análise empírica como se houvessem apenas 2 mercadorias x_1 e x_c . A mercadoria x_c seria uma mercadoria composta, cuja quantidade seria definida como o dispêndio total feito em relação as mercadorias $x_2, \dots, x_n$, dividido pelo preço de algum desses bens. Além disso, se um grupo de bens tem a propriedade de que eles são sempre consumidos em proporções fixas, por exemplo $x_1 : x_2 : x_3 = 2 : 3 : 1$, pode-se definir uma nova mercadoria como uma cesta $(x_1, x_2, x_3) = (2, 3, 1)$ e seu preço por unidade como $2p_1 + 3p_2 + 1p_3$.

O conceito de separabilidade apoia-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, uma primeira decisão é feita de modo que a renda total do consumidor é repartida entre esses subgrupos e numa 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 nenhuma 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 bens¹⁰.

O conceito de separabilidade pode ser representado pela seguinte função de utilidade:

$$U = U[U^A(q_{a1}, \dots, q_{a\alpha}), U^B(q_{b1}, \dots, q_{b\beta}), \dots, U^M(q_{m1}, \dots, q_{m\mu})],$$

onde as quantidades q_a especificam U^A , q_b especificam U^B e q_m especificam U^M e U^A , U^B e U^M especificam U .

Esquemáticamente, para dois grupos, o conceito de separabilidade pode ser representado pelo diagrama:

¹⁰ STROTZ (1959).

GREEN (1971) define quatro tipos de separabilidade:

1) Separabilidade Fraca = quando a taxa marginal de substituição entre dois bens de um mesmo grupo é independente da quantidade consumida de outro bem não pertencente a esse grupo, ou seja:

$$\frac{\partial \left(\frac{U_1^i}{U_2^i} \right)}{\partial q_K} = 0$$

para todo bem do grupo i e $K \notin$ ao grupo i , onde U_1^i é a utilidade marginal do consumo do bem 1 do grupo i , U_2^i é a utilidade marginal do consumo do bem 2 do grupo i , e q_K é a quantidade consumida do bem K .

Para GOLDMAN & UZAWA (1964), a função de utilidade é do tipo fracamente separável se ela for da forma geral:

$$U(q_1, \dots, q_n) = F[U^1(q^1), U^2(q^2), \dots, U^5(q^5)]$$

onde

$$U^i(q^i) = U^i(q_1^i, q_2^i, q_3^i, \dots, q_n^i)$$

com $i = \{1, 2, 3, \dots, 5\}$

2) Separabilidade de Pearce: quando a taxa marginal de substituição entre dois bens de um mesmo grupo é independente da quantidade consumida de qualquer outro bem do sistema, ou seja:

$$\frac{\partial \left(\frac{U_i}{U_j} \right)}{\partial q_K} = 0$$

para i e j $\in$ ao grupo g e $k \neq i, j$.

O conceito de separabilidade de Pearce é aplicado para funções do tipo:

$$U(q_1, \dots, q_n) = U \left\{ U^1 \left[f_1^1(q_1^1) + \dots + f_{n_1}^1(q_{n_1}^1) \right] + \dots + \right. \\ \left. + U^s \left[f_1^s(q_1^s) + \dots + f_{n_s}^s(q_{n_s}^s) \right] \right\}$$

3. Separabilidade Forte ou Aditiva: quando a taxa marginal de substituição entre dois bens de dois grupos distintos é independente da quantidade consumida de qualquer outro bem, de qualquer outro grupo. Nesse contexto:

$$\frac{\partial \left(\frac{U^i}{U^j} \right)}{\partial q_K} = 0$$

para todo $i \in$ grupo g , $j \in$ grupo m e $K \in$ grupo s .

Uma função é do tipo fortemente separável se ela for da forma aditiva entre grupos, ou seja:

$$U(q_1, \dots, q_n) = F[U^1(q^1) + U^2(q^2) + \dots + U^s(q^s)]$$

onde

$$U^i(q^i) = U^i(q_1^i, q_2^i, q_3^i, \dots, q_{n_i}^i)$$

Quando todos os grupos têm somente um elemento, tem-se a completa aditividade da função de utilidade. Nesse caso, a utilidade derivada do consumo de um bem independe da quantidade consumida de qualquer outro bem, o que é denominado "independência de vontade".

4. Separabilidade Homogênea: envolve separabilidade fraca e se aplica a funções cujas superfícies de indiferença que relacionam bens de um mesmo grupo são homotéticas com respeito à origem. Isso implica em elasticidade renda unitária, para cada bem de um grupo, com relação ao dispêndio nele realizado¹¹.

Os tipos enunciados de separabilidade não são mutuamente exclusivos, Separabilidade de Pearce inclui separabilidade fraca e aditiva, enquanto que separabilidade homogênea e aditiva incluem separabilidade fraca¹².

Pressuposições sobre os diversos tipos de separabilidade têm permitido a formulação de modelos para a estimação de parâmetros da função de demanda, viáveis sob o ponto de vista estatístico e com facilidade de operacionalização.

STROTZ (1959), desenvolve um modelo baseado no conceito de separabilidade aditiva, obtendo funções de demanda da forma:

$$q_j' = \sum_{j \in J} \alpha_j' p_j P_j + \beta_j' (P_I + P_K + \dots + P_N + Y) + \alpha_j'$$

onde a quantidade de um determinado bem é dependente de seu preço, dos preços dos outros bens do grupo, dos índices de preço dos grupos dos outros

¹¹ As funções de utilidade são ditas homotéticas quando as curvas de indiferença que relacionam bens de um mesmo grupo são versão ampliada ou reduzida uma das outras, de modo que todo raio que parte da origem atinge-as em pontos cujas tangentes têm a mesma inclinação. Devido a essa propriedade de inclinação constante, as curvas de renda consumo, dados por aumentos de renda, com preços fixos, são linhas retas que partem da origem. Dessa forma a composição do dispêndio no grupo é independente do nível de utilidade e do total dispendido. Ver DEATON & MUELLBAUER (1980), p.143-47.

¹² Ver GREEN (1971), p.151-56 e GEORGE & KING (1971), p.27.

bens e da renda. O autor determina o coeficiente de relação inter-grupos como sendo $\alpha_j 'i' = \beta_j 'w_i'$, onde β_j é o coeficiente da variável renda do bem j e w_i é a proporção do dispêndio no bem i em relação ao dispêndio total do grupo i .

GREEN (1971) propõe um modelo de orçamentação em dois estágios baseado no conceito de separabilidade homogênea, obtendo duas formas de função de demanda, onde os argumentos são: numa das formas, os preços individuais dos bens do grupo particular e a renda despendida no grupo; na outra forma, os preços individuais dos bens do grupo, os índices de preço de todos os grupos e a renda global. Esse modelo não permite a obtenção de elasticidades cruzadas para bens de diferentes grupos¹³.

HEIEN (1982), sob a pressuposição de separabilidade aditiva, utilizando uma função de utilidade do tipo "S-branch" derivada da função CES, desenvolve a seguinte função de demanda:

$$\ln q_{si} = a_{si} \theta_{si} + b_{si} \theta_{si} \ln P + c_{si} \theta_{si} \ln P_s + \\ + d_{si} \theta_{si} \ln P_{si} + l_{si} \theta_{si} \ln m$$

onde

q_{si} = quantidade do produto, P = índice de preço de "todos os bens",

P_s = índice de preço do grupo do bem cuja demanda está sendo estimada,

P_{si} = o preço do bem e m = renda.

O modelo desenvolvido por HEIEN, assim como o de STROTZ, permite a obtenção de elasticidades para bens de grupos diferentes.

¹³ A pressuposição de funções de preferências homotéticas é necessária para o estabelecimento dos índices utilizados no primeiro estágio de orçamentação.

FRISCH (1959), embora não proponha especificamente um modelo para estimação de funções de demanda, desenvolve, sob a pressuposição de "independência de vontade", uma matriz de coeficientes de demanda. Partindo de estimativas anteriores de elasticidade direta e renda de um determinado bem e da parcela de renda gasta nesse bem, determina o valor da flexibilidade da moeda (ϕ) e, a partir daí, as elasticidades diretas e cruzadas para todos os bens para os quais se conheça a elasticidade renda e a parcela de renda nele despendida¹⁴.

3.2. O Modelo Utilizado

3.2.1. Orçamentação em dois estágios

Este estudo utiliza o modelo de orçamentação em dois estágios baseado no conceito de separabilidade homogênea da função de utilidade. O modelo, descrito por GREEN (1971), consiste em:

Primeiro Estágio

Dada a função de utilidade:

$$U = U[U^A(q_{a1}, \dots, q_{a\alpha}), U^B(q_{b1}, \dots, q_{b\beta}), \dots, U^M(q_{m1}, \dots, q_{m\mu})]$$

define-se um índice de quantidade para cada grupo, que é função das quantidades dos bens do grupo:

$$q^A = q^A(q_{a1}, \dots, q_{a\alpha}), q^B = q^B(q_{b1}, \dots, q_{b\beta}), \dots, q^M = q^M(q_{m1}, \dots, q_{m\mu})$$

$$\begin{aligned} {}^{14} \quad \eta_{ij} &= -W_j \eta_{iy} \left(1 + \frac{\eta_{jy}}{\phi}\right) \\ \eta_{ii} &= -\eta_{iy} \left[W_i - \frac{(1 - W_i \eta_{iy})}{\phi}\right] \end{aligned}$$

$$\text{onde: } \phi = \frac{\eta_{iy} (1 - W_i \eta_{iy})}{\eta_{ii} + W_i \eta_{iy}}$$

e insere-se seus valores numa função de utilidade:

$$U^* = f(q^A, q^B, \dots, q^M)$$

Da mesma forma pode-se definir índice de preços:

$$p^A = p^A(p_{a1}, \dots, p_{a\alpha}), p^B = p^B(p_{b1}, \dots, p_{b\beta}), \dots p^M = p^M(p_{m1}, \dots, p_{m\mu})$$

e encontrar valores de $q^A, q^B, \dots, q^M$, que maximizam U^* , sujeitos a restrição orçamentária:

$$p^A q^A + p^B q^B + \dots + p^M q^M = Y$$

Desse processo de maximização decorrem S valores de q^* .

Dados os índices de preços, tem-se as rendas Y_i a serem despendidas em cada grupo, com i variando de A até M .

Segundo Estágio

No segundo estágio, $U^i = U^i(q_{i1}, q_{i2}, \dots, q_{iY})$ é maximizado para cada i , sujeito a:

$$\sum p_{il} \cdot q_{il} = Y_i$$

Como resultado tem-se, por exemplo, para o bem 1 do grupo a :

$$q_{a1} = q_{a1}(p_{a1}, p_{a2}, \dots, p_{a\alpha}, Y_i)$$

que pode ser reescrito na forma:

$$q_{a1} = q_{a1}(p_{a1}, p_{a2}, \dots, p_{a\alpha}, p^A, p^B, \dots, p^M, Y)$$

tendo-se em conta que:

$$M_i = M_i(p^A, p^B, \dots, p^M, Y)$$

3.2.2. Modelo de Defasagem Distribuída

Para a obtenção das elasticidades de longo prazo foi utilizado o modelo de defasagem distribuída.

A teoria estática pressupõe que o ajustamento do consumo de um bem, após as mudanças no seu preço e na renda do consumidor, é instantânea. No entanto, em decorrência de fatores psicológicos, tecnológicos e institucionais, existe uma certa rigidez no ajuste da demanda, de modo que uma mudança no preço ou na renda produz efeito sobre o consumo de um bem somente após um certo espaço de tempo, chamado de defasagem. Esse efeito, quando ocorre, não acontece num só período, mas é distribuído por uma sequência de períodos de tempo.

O método, baseado na existência de defasagem distribuída, além de permitir a obtenção de elasticidades de longo prazo, possibilita a determinação do período necessário para o ajustamento, ou melhor, o tempo necessário para que o consumidor, após uma variação de preço e/ou renda, atinja o nível de consumo desejado, com todas as outras coisas permanecendo constantes.

A trajetória da demanda para o seu equilíbrio de longo prazo é assintótica, de modo que o equilíbrio só será atingido formalmente no infinito. É possível, no entanto, calcular o período de tempo requerido para que a demanda efetiva se iguale a uma proporção " α " da demanda

de longo prazo.

O modelo sugerido para representar a situação da defasagem distribuída teria a seguinte forma¹⁵:

$$Q_t - Q_{t-1} = \delta(Q_t^* - Q_{t-1}) \quad 0 < \delta < 1 \quad (I)$$

$$Q_t^* = a + b P_t + c Y_t \quad (II)$$

onde

Q_t = consumo "per-capita"

P_t = preço unitário do produto

Q_t^* = consumo "per-capita" desejado

δ = coeficiente de ajustamento

t = período

Y_t = renda "per-capita"

A equação (I) descreve o processo de ajustamento parcial da demanda, desenvolvido por NERLOVE (1958). A hipótese de rigidez no ajuste da demanda sugere que a taxa de ajuste de consumo entre dois períodos ($Q_t - Q_{t-1}$) é proporcional a diferença entre o consumo observado em $t-1$ e o consumo de equilíbrio de longo prazo. O coeficiente δ dá a proporção da mudança de longo prazo que de fato é realizada em um período.

A equação (II) é considerada uma função de demanda de longo prazo, que sendo substituída em I resulta, após alguns ajustes, em:

¹⁵ Ver BARROS (1987), p.222.

$$Q_t = \delta_a + \delta_b P_t + \delta_c Y_t + (1-\delta) Q_{t-1} \quad (III)$$

que pode ser reescrita na forma:

$$Q_T = \pi_0 + \pi_1 P_t + \pi_2 Y_t + \pi_3 Q_{t-1} \quad (IV)$$

onde

$$\pi_0 = \delta_a$$

$$\pi_1 = \delta_b$$

$$\pi_2 = \delta_c$$

$$\pi_3 = 1-\delta$$

Esse modelo supõe implicitamente que os coeficientes de ajuste de preços e renda são idênticos (δ).

O cálculo desse coeficiente de ajustamento é feito subtraindo-se o coeficiente da variável Q_{t-1} da unidade.

As elasticidades de longo prazo são definidas como:

$$EL_p = \frac{EC_p}{1 - \pi_3} = \frac{EC_p}{\delta}$$

$$EL_p = \frac{EC_Y}{1 - \pi_3} = \frac{EC_Y}{\delta}$$

Esse método pode ser facilmente estendido para cobrir casos em que os preços dos produtos substitutos ou complementares estão incluídos na função de demanda de longo prazo.

A determinação do intervalo de tempo necessário para atingir o nível de consumo de longo prazo é dado por:

$$t = \frac{\ln (1 - \alpha)}{\ln (1 - \delta)}$$

onde

t = tempo

δ = coeficiente de ajustamento

α = proporção do ajuste de longo prazo desejado

A inclusão da quantidade retardada numa equação de demanda é portanto uma hipótese testável. Se δ for igual à unidade, o valor do coeficiente da variável retardada é zero, implicando que o ajustamento do consumidor às variações no preço e/ou na renda é instantâneo, como pressupõe a teoria estática. Se o coeficiente da variável retardada for significativo estatisticamente, supõe-se que os dados sustentam a hipótese de que o ajustamento total a uma variação nos preços e renda não ocorre num só período de tempo.

3.2.3. Teste de Causalidade

Os analistas de demanda reconhecem que para alguns produtos da agropecuária a demanda é predeterminada. Como resultado, variações nas quantidades demandadas resultam em variações nos preços. Quando isso ocorre, considerações estatísticas sugerem alguma forma de função p-dependente.

Visando a correta especificação da função de demanda, necessário se faz, portanto, a identificação do sentido da causalidade, ou seja, a identificação de qual entre duas variáveis correlacionadas deve ser considerada a dependente.

As possíveis relações de causalidade entre duas variáveis Q_a e P_a são:

- a) Q_a causa P_a
- b) P_a causa Q_a
- c) Q_a e P_a são mutuamente relacionadas quanto a direção da causalidade ($Q_a \leftrightarrow P_a$) e,
- d) ausência de causalidade entre as duas variáveis.

Para a verificação do sentido de causalidade foi utilizado o teste proposto por SIMS (1972) que postula: se, e somente se, o sentido de causalidade for unicamente dos valores presentes e passados de uma série de variáveis exógenas para uma dada variável endógena, tem-se, numa regressão de variável endógena, com valores passados, correntes e futuros das variáveis exógenas, resultados nulos para os coeficientes futuros das variáveis exógenas.

O teste de causalidade proposto por SIMS requer a realização de uma filtragem das séries de variáveis quando na regressão for detectada autocorrelação entre os resíduos¹⁶. Isso se faz necessário porque os procedimentos econométricos a serem utilizados na determinação do sentido de causalidade envolvem a realização de testes F, que requerem ausência de vieses associados a correlação serial entre os erros¹⁷.

¹⁶ Ver BISHOP, 1979.

¹⁷ Ver SIMS, 1972.

Para a realização do teste de causalidade o procedimento estatístico adotado consistiu em estimar funções da seguinte forma:

$$qa_t = a_1 pa_t + \sum_{i=1}^4 a_{2i} pa_{t+i} + \sum_{K=1}^8 a_{3K} pa_{t-K} + a_4 T + e_{1t} \quad (A)$$

$$pa_t = b_1 qa_t + \sum_{i=1}^4 b_{2i} qa_{t+i} + \sum_{K=1}^8 b_{3K} qa_{t-K} + b_4 T + e_{2t} \quad (B)$$

onde

qa = quantidade consumida do produto ("per-capita")

pa = preço real do produto

T = variável tendência

e_{1t}, e_{2t} = erros aleatórios

As variáveis foram mantidas com 8 (oito) defasagens e 4 (quatro) valores futuros, baseando-se em metodologia sugerida por BISHOP (1979) e utilizada por TEIXEIRA (1982), BURNQUIST (1986), MARTINES Fº (1988) e outros.

A existência de correlação serial entre os erros foi acompanhada pelo teste de Durbin-Watson (DW) e teste Q.

Para a filtragem das séries utiliza-se a seguinte técnica¹⁸:

- obtêm-se as estimativas, por mínimos quadrados ordinários (MQO) de por exemplo:

$$Q_a = \sum_{K=-4}^8 \alpha_K pa_{t-K} + e_t$$

¹⁸ A filtragem e demais procedimentos econométricos foram realizados através do "software" RATS (DOAN & LITTERMAN, 1981).

onde

Q_a = quantidade do produto

P_a = preço do produto

e calcula-se os resíduos $\hat{e}_1, \hat{e}_2, \dots, \hat{e}_n$, e a partir daí $\hat{\rho}$, que é dado por:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1}}{\sum \hat{e}_{t-1}^2} \quad (t = 2, \dots, n)$$

- posteriormente constrói-se novas variáveis:

$$Q_a^* = (Q_a - \hat{\rho} Q_{a,t-1}) \text{ e } P_a^* = (P_a - \hat{\rho} P_{a,t-1})$$

- obtêm-se as estimativas, por MQO de:

$$Q_a^* = \sum_{K=-4}^8 \alpha_K P_{a,t-K}^* + u_t \quad (t = 2, 3, \dots, n)$$

e

$$u_t = e_t - \hat{\rho} e_{t-1}$$

A eliminação da autocorrelação serial entre os erros pode ser avaliada estimando-se θ (MQO) na seguinte equação:

$$u_t = \theta(u_{t-1}) + v_t$$

Se o coeficiente θ se apresentar não significativo estatisticamente, considerando-se um nível de 5% de probabilidade, pela utilização do teste "t" - Student, pode-se dizer que os erros não apresentam auto-correlação de primeira ordem e que o $\hat{\rho}$ foi eficiente como filtro. Caso $\hat{\rho}$ se apresente significativo, realiza-se uma nova filtragem de série

$Q_{a,t}^*$ e $P_{a,t}^*$.

Após ter-se atenuado a autocorrelação serial entre os erros, através da filtragem da série de variáveis, passa-se ao teste de hipótese:

$$I) a_{21} = a_{22} = a_{23} = a_{24} = 0$$

$$II) b_{21} = b_{22} = b_{23} = b_{24} = 0$$

Para testar estas hipóteses utilizou-se o procedimento apresentado por KMENTA (1978), aplicando-se a cada uma das expressões I e II a estatística F:

$$F = \frac{SQEr - SQEu)/(q-p)}{SQEu/(n-q)}$$

onde

$SQEr$ = Soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição:

$$a_{2i} = 0 \text{ (i=1,...,4) em I e } b_{2i} = 0 \text{ (i=1,...,4) em II}$$

$SQEu$ = Soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem restrição

p = número de parâmetros estimados na regressão sem restrição

q = número de parâmetros estimados na regressão restrita

n = número total de observações.

Se a hipótese I for rejeitada e a hipótese II não, tem-se condições necessárias e suficientes para estabelecer-se causalidade de Q_a para P_a ($Q_a \rightarrow P_a$). O contrário deve ocorrer quando rejeita-se II e não rejeita-se I. Se as duas hipóteses forem rejeitadas, estabelece-se uma relação bicausal ($Q_a \leftrightarrow P_a$) e, finalmente, se ambas as hipóteses não forem rejeitadas, conclui-se pela ausência de causalidade entre Q_a e P_a .

Através dos resultados obtidos no ajuste das funções A e B (com séries de variáveis desprovidas de correlação serial entre os erros) calculou-se os valores de F para o teste de hipótese. Os valores encontrados foram:

$$\text{I) } F = 0,287$$

$$\text{II) } F = 1,430$$

Para os dois casos, adotando-se os níveis de significância de 1, 5 ou 10% o valor crítico de F (com 4 e 6 graus de liberdade) é sempre maior que o F estimado. Dessa forma, não se rejeita a hipótese de:

$$a_{21} = a_{22} = a_{23} = a_{24} = 0 \text{ em I} \quad \text{e} \quad b_{21} = b_{22} = b_{23} = b_{24} = 0 \text{ em II}$$

Não tendo sido identificada qualquer relação causal entre as variáveis Q_a e P_a , optou-se por especificar a função de demanda na forma q-dependente. A dependência preço, embora vista como uma perspectiva estatística, deixa a edificação teórica incompletamente abordada, conduzindo a especificações "ad hoc" e, muitas vezes, a interpretações ambíguas dos resultados. Além do mais, as quantidades que integram as relações de demanda de alimentos estão sujeitas a maiores erros de estimação do que os preços ao varejo¹⁹.

3.2.4. Especificação Empírica

Após o estabelecimento das premissas teóricas e considerando que as condições para uma agregação consistente são satisfeitas²⁰, especificou-se o modelo de demanda de carne bovina a ser utilizado na análise empírica.

¹⁹ Ver HEIEN (1982).

²⁰ Ver DEATON & MUELLBAUER (1980), p.148.

A função de demanda foi especificada na forma linear, fundamentada numa função de utilidade do tipo Stone-Geary: $u = \sum_i B_i \log(x_i - y_i)$ com $0 < B_i < 1$ e $\sum_i B_i = 1$. Essa função de utilidade se aplica a estudos de consumo de bens substitutos e normais (elasticidade-renda > 0)²¹.

Uma versão do modelo tem a seguinte forma, sem considerar os sinais dos coeficientes:

$$Q_{CB} = P_{CB} + \pi_2 P_{CS} + \pi_3 P_{CF} + \pi_4 P_1 + \pi_5 P_2 + \pi_6 P_3 + \pi_7 Y_i + \pi_8 Q_{CBt-1} + \pi_9 T + u$$

onde:

Q_{CB} = quantidade de carne bovina consumida expressa em quilogramas "per-capita" no ano t.

P_{CB} = preço de carne bovina expressa em cruzeiros por quilograma no ano t.

P_{CS} = preço de carne suína expressa em cruzeiros por quilograma no ano t.

P_{CF} = preço de carne de frango expressa em cruzeiros por quilograma no ano t.

Q_{CBt-1} = quantidade de carne bovina consumida no período anterior, expressa em quilograma "per-capita".

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

²¹ Ver PHILIPS (1983), p.122-28.

Y_t = renda "per-capita" expressa em cruzeiros no ano t

T = tendência (tempo)

u = termo estocástico

Mesmo considerando que o pescado tem, dentro do grupo "car-
nes consumidas no mercado brasileiro", uma certa representatividade, foi
inviável a sua inclusão no modelo, dada a não disponibilidade de dados fi-
dedignos de seu preço ao varejo para a série temporal em análise.

Uma vez que a teoria sugere que o preço de todos os produ-
tos de uma categoria devem ser incluídos, a exclusão dos mesmos equivale
a imposição de valor zero aos respectivos coeficientes.

Em termos econométricos, o número reduzido de observações
limita a inclusão de todos os índices de preço dos grupos de bens e servi-
ços. Dessa forma, pressupõe-se que os três grupos de dispêndio são: car-
nes, outros alimentos e não alimentos.

O fato constatado de que a série de consumo de carne bovina
apresenta uma tendência decrescente, que pode ser atribuível, em parte, a
deslocamentos sistemáticos de variáveis não incluídas na equação, torna
necessária a inclusão na função de demanda de uma variável t .

A variável estocástica (u) representa as perturbações alea-
tórias do comportamento humano e os possíveis erros de observação e de
medida.

No modelo especificado, pressupõe-se que todas as variá-
veis independentes sejam pré-determinadas, de tal forma que a função seja
exatamente identificável.

3.3. Testes Estatísticos

A função de demanda de carne bovina foi ajustada pelo Método dos Mínimos Quadrados. Este método requer que²²:

I) a variável dependente (Y_j) seja função linear das variáveis independentes ($X_{ij} = 1, \dots, k$);

II) os valores das variáveis sejam fixos;

III) $E(u) = 0$, onde 0 representa um vetor de zeros;

IV) os erros sejam homocedásticos, isto é, $E(u_j) = \sigma^2$.

V) os erros sejam não correlacionados entre si, isto é, $E(u_j u_h) = 0$ para $j \neq h$.

Para a verificação do nível de significância da regressão e das estimativas dos parâmetros obtidos foram utilizadas as estatísticas "F" de Snedecor e "t" de Student.

Tanto para "F" quanto para "t" foram considerados os níveis de 1, 5 ou 10% de probabilidade para indicar, respectivamente, a significância da regressão e das estimativas dos parâmetros da equação.

Para a averiguação da existência de correlação serial nos resíduos, utilizou-se o teste Box-Pierce (Q)²³ que permite a

²² Ver HOFFMANN & VIEIRA (1983), p.109-110.

²³ Teste Q - estatística de Box-Pierce, que é dado por:

$$Q = n \sum_{k=1}^K r_k^2(\hat{e}) \text{ onde: } r_k(\hat{e}) = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{e}_t \hat{e}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2} . \text{ A estatística Q apresenta}$$

a distribuição de Qui-quadrado com K graus de liberdade.

detecção de correlação serial de ordem superior a um²⁴.

É sabido que o desempenho do método de mínimos quadrados, quando existe autocorrelação nos resíduos, é bastante sofrível. Conforme a magnitude da autocorrelação constatada, os parâmetros podem ser substancialmente viesados, conduzindo a inferências imprecisas sobre o comportamento do modelo²⁵.

3.4. Dados

O ajuste da função de demanda foi feito utilizando-se dados anuais do período 1957-1987.

Preços

Não havendo disponibilidade de séries de preço que cubram todo o país, foram utilizados preços da capital de São Paulo como representativos dos preços nacionais. Os dados de preços utilizados são referentes à média ponderada dos preços coletados em uma amostra representativa dos estabelecimentos varejistas, pela FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas/USP. No caso de carne bovina e suína os preços são formados a partir de diferentes cortes, ponderados pela participação do corte no total da carcaça²⁶.

²⁴ Ver HOFFMANN & VIEIRA (1983), p.272-273.

²⁵ PASTORE (1973), p. 101.

²⁶ Foi adotado como base de ponderação o Sistema Ponderal de Conversões do estudo realizado por Canto (1988), publicado pelo ITAL - Instituto de Tecnologia de Alimentos.

Transformou-se os preços mensais, tomados em cruzeiros por quilograma, de valores correntes para valores reais de dezembro de 1987, utilizando-se o Índice Geral de Preços/IGP, como deflator²⁷. Foram calculadas, posteriormente, as médias anuais simples desses preços deflacionados.

Consumo de Carne Bovina

Foi utilizada como representativa do consumo "per-capita" de carne bovina a variável disponibilidade "per-capita". Essa variável foi determinada através dos dados anuais de produção doméstica mais importação e menos exportação, tendo sido, os resultados, divididos pelas estimativas da população. Os estoques não foram considerados na obtenção desta variável por não se dispor de seus valores para toda a série em análise.

Os dados utilizados na determinação dessa variável foram obtidos através de informações fornecidas pelo IBGE (Anuário Estatístico) para a produção doméstica e Ministério da Fazenda, CACEX para importação e exportação. Não tendo sido coletados pelo IBGE dados de produção doméstica nos anos 72/74, foram utilizados, para esse período, dados publicados no Boletim Etac Mercados - Carnes. Alguns autores tentaram estimar esses dados ausentes das estatísticas através de regressões, comparações com dados observados em alguns estados da Federação ou obter estimativas por interpolação dos dados de 1970-71 e 1975-76. Não há como avaliar a validade desses procedimentos, bem como a fidedignidade dos dados publicados pelo ETAC.

²⁷ Dados do IGP extraídos de *CONJUNTURA ECONÔMICA* (1971-87).

O procedimento adotado para transformação dos valores de exportação e importação de carne bovina industrializada em equivalente de carcaça foi baseado no trabalho de LATTIMORE (1974) que utilizou, como fator de conversão, o valor de 2,5.

Uma limitação desta metodologia é a questionável precisão dos coeficientes de conversão utilizados para carne bovina industrializada, uma vez que existem diferentes tipos de produtos preparados, que deveriam receber, cada um deles, um fator diferente de conversão. Todavia os dados disponíveis não são discriminados ao nível de informar o tipo de preparo de cada produto comercializado.

Não foi utilizado fator de conversão para carne bovina comercializada sem osso, dada a indisponibilidade de especificação (com ou sem osso) nas estatísticas consultadas, para a maior parte dos anos da série utilizada na análise.

Renda

Como "proxy" da variável renda "per capita" utilizou-se a variável PIB (Produto Interno Bruto) "per capita"

Os dados de PIB "per capita" foram deflacionados pelos da dos de IGPs médios (anuais) tomando-se como base o ano de 1987.

Índices de Preços

Foram utilizados índices de preços da FIPE, construídos pela metodologia de Divisia²⁸ com a seguinte fórmula:

$$I_{t-1,t} = \exp \left[\sum_{i=1}^n w_o^i \cdot \ln \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right) \right]$$

onde:

w_o^i = ponderação do item i na pesquisa base (orçamentos familiares)

p_t^i = preço médio do item i no mês corrente

p_{t-1}^i = preço médio do item i no mês anterior

Os resultados obtidos mensalmente são encadeados à série tomando-se como base um determinado período.

Através desses índices obtidos pela FIPE²⁹ obteve-se os índices aglutinados requeridos no nosso estudo.

Não tendo sido publicados pela FIPE, para todos os anos da série em análise, índices de preço para o grupo carnes, estes foram construídos utilizando-se a mesma metodologia e bases de ponderação utilizadas por aquela Instituição³⁰.

Os índices de preço foram deflacionados por dados de IGP médios anuais, tomando-se como base o ano de 1987.

²⁸ Ver ENDO & CARMO, 1985.

²⁹ Ver ENDO & CARMO, 1985 e *Séries Estatísticas / FIPE*, 1988.

³⁰ Ver RIZZIERI, 1987.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Antes de discutir-se as relações obtidas com o modelo econométrico proposto, capazes de permitir a determinação das elasticidades, pretende-se fazer uma breve análise da evolução do mercado de carne bovina no período estudado.

4.1. Análise da Evolução do Mercado de Carne Bovina-Período 1957-87

A análise do consumo de carne bovina no período de 1957-87 será realizada no sentido de verificar o seu comportamento evolutivo face às variações do seu próprio preço, dos preços das carnes de frango e suína e da renda dos consumidores. Essa análise, a ser feita através do estabelecimento de relações entre cada uma das variáveis citadas e o consumo de carne bovina, tem como objetivo apenas fornecer algum subsídio para a identificação de possíveis causas das variações ocorridas no consumo desse alimento no decorrer do período.

As Figuras 1, 2, 3 e 4 apresentam as relações de consumo de carne bovina e as variáveis preço (de carne bovina, suína e de frango) e

Figura 1. Quantidade consumida de carne bovina versus preço de carne bovina-período 1957-87

Figura 2. Quantidade consumida de carne bovina versus preço de carne suína-período 1957-87

Figura 3. Quantidade consumida de carne bovina versus renda-período 1957-87

Figura 4. Quantidade consumida de carne bovina versus preço de frango - período 1957-87

Figura 5. Quantidade consumida de carne de frango versus preço de carne de frango-período 1957-87

renda ao longo da série em análise. Nessas Figuras, os pontos circundados identificam agrupamentos de dados por períodos, que mostram, visualmente, o comportamento da demanda de carne bovina em função dos preços e renda dos consumidores. O agrupamento 1 se refere ao período 1957-59, o 2 ao período 1960-72, o 3 ao período 1973-78 e o 4 ao período 1979-87. A Figura 5 mostra as relações entre o consumo de carne de frango e o seu preço, estando, neste caso, os agrupamentos 1 e 2 reunidos num só grupo devido a impossibilidade de separar graficamente os seus pontos.

Na Figura 1 verifica-se, pelo posicionamento dos agrupamentos 1, 2 e 4, uma queda nas quantidades consumidas de carne bovina, durante a série em análise, estando essa queda relacionada a um aumento do preço. No período 3, entretanto, ocorreu um aumento na quantidade consumida de carne bovina em relação ao período 2, apesar dos preços se manterem em patamares maiores no período 3. Essa inversão ocorrida no consumo de carne bovina, frente às variações de seu preço, nesses períodos, pode estar relacionada com o aumento elevado da renda "per capita" ocorrida no período 3 em relação ao 2, conforme mostra a Figura 3.

Pode-se observar, nesta Figura 3, que a quantidade consumida de carne bovina está relacionada positivamente à renda "per capita", se considerar-se os agrupamentos 2 e 3. Verifica-se uma queda no consumo no período 4, fato este que pode estar associado ao crescimento do consumo de carnes substitutas.

A Figura 2 relaciona as quantidades consumidas de carne bovina aos preços de carne suína. Observa-se, através dela, considerando os períodos 2 e 3, um aumento nos preços de carne suína acompanhado de

um aumento nas quantidades consumidas de carne bovina. No período 4 identifica-se um deslocamento para baixo na relação quantidade consumida de carne bovina - preço suíno, possivelmente devido a maior disponibilidade de carnes substitutas.

Nas Figuras 4 e 5, pode-se facilmente visualizar a redução do consumo de carne bovina ocorrida durante o período em análise e sua relação com a queda no preço de frango. A Figura 5 que correlaciona as quantidades consumidas de carne de frango aos seus preços, mostra uma forte tendência crescente do consumo desse produto, estando esse consumo negativamente correlacionado ao seu preço. Na Figura 4 fica claro, pela posição dos agrupamentos 1 e 4, a existência de uma correlação positiva entre o consumo de carne bovina e o preço de frango (consumo elevado a preços elevados e vice-versa). No caso do período 2, todavia, mesmo tendo os preços de carne de frango se mantido nos mesmos níveis do período 1, houve uma queda na quantidade consumida de carne bovina. No período 3 em relação ao 2, ocorreu um aumento na quantidade consumida de carne bovina apesar da diminuição dos preços de carne de frango.

Uma avaliação quantitativa dessas tendências diferenciadas de comportamento foi feita utilizando-se uma análise de regressão relacionando o consumo de carne bovina (q_b) com os preços dos diferentes tipos de carne e renda dos consumidores, introduzindo-se na função a variável binária (Dummy) que permite a verificação da significância estatística das variações de inclinação e intersecção das relações estudadas para diferentes períodos da série. A verificação da variação da inclinação é feita através da análise de significância do coeficiente da variável interação ($B.p$ ou $B.R$ onde B = variável binária, p = preço e R = renda) e a

variação da intersecção é feita através da análise de significância do coeficiente da variável binária B. Para a referida análise, a série foi dividida em dois períodos: 1957-72 e 1973-87, períodos estes caracterizados por menor e maior representatividade da carne de frango dentro do grupo de carnes mais consumidas.

A Tabela 4 mostra os resultados obtidos para as regressões referentes aos dados das Figuras 1 a 4.

Com base na Tabela 4 as seguintes observações podem ser feitas quanto ao comportamento do consumo de carne bovina nos dois períodos (1957-72) e (1972-87), face às variações dos preços das diferentes carnes e renda dos consumidores:

a) Consumo de carne bovina versus preço de carne bovina

A não significância do coeficiente da variável interação (B.pb) mostra a não existência de diferença entre o primeiro e o segundo período quanto à inclinação da curva de consumo de carne bovina em função de seu preço. O coeficiente da variável binária (B) apresentou-se significativo indicando um deslocamento paralelo da função de um período para outro. O sinal negativo desse coeficiente indica que, a um dado preço, todas as outras coisas permanecendo constantes, a quantidade consumida de carne bovina é menor no segundo período do que no primeiro. Uma das possíveis razões para a ocorrência desse deslocamento da função pode ser o aumento da disponibilidade da carne de frango no mercado brasileiro, no segundo período.

Tabela 4. Coeficientes das regressões : consumo de carne bovina versus preço de carne bovina, preço de carne suína, preço de frango e renda (incluindo a variável binária e suas interações). Período 1957-87

Variáveis Independentes	Coeficiente	Nível de significância %
preço do bovino		
constante	21.900	1
pb	-0.028	-
B-pb	0.016	-
B	-3.148	10
preço do suíno		
constante	12.986	1
ps	0.035	10
B-ps	-0.002	-
B	-2.275	-
preço do frango		
constante	12.515	1
pf	0.023	5
B-pf	0.025	5
B	-1.622	-
renda		
constante	21.327	1
R	0.000	-
B-R	-0.538	-
B	-0.000	-

b) Consumo de carne bovina versus preço de carne suína

Neste caso, tanto o coeficiente da variável binária (B) como o da variável interação (B.ps) apresentaram-se não significativos, indicando a não existência de mudanças da intersecção e da inclinação da função estudada, de um período para outro.

c) Consumo de carne bovina versus renda

Também nesse caso, tanto o coeficiente da variável binária como o da variável interação apresentaram-se não significativos.

d) Consumo de carne bovina versus preço de frango

O coeficiente da variável interação apresentou-se significativo enquanto que o coeficiente da variável binária não, indicando que ocorreu apenas variação na inclinação da curva entre os períodos considerados. A variação ocorrida na inclinação da função indica que no segundo período, a uma unidade de variação do preço de carne de frango ocorre uma variação do consumo de carne bovina maior que no primeiro período. Esse fato sugere um maior grau de substituíbilidade entre carne bovina e de frango no segundo período.

4.2. Análise Estatística

Os resultados estatísticos encontrados para o ajuste da equação completa de demanda de carne bovina, especificada neste estudo são apresentados na Tabela 5.

O Teste "F" mostrou-se significativo a 1% de probabilidade, indicando que pelo menos uma das variáveis independentes apresenta correlação significativa com a variável dependente.

Corroborando o resultado encontrado para o teste "F", obtve-se alto valor para o coeficiente de determinação múltipla $\bar{R}^2$, mostrando que 99,7% das variações ocorridas na variável dependente são explicadas pelas variações das variáveis independentes incluídas na equação.

Verificou-se, pela estatística "Q", a não existência de correlação serial nos resíduos, condição necessária para a utilização do método de mínimos quadrados ordinários.

Os coeficientes das variáveis preço de carne bovina, preço de carne suína e renda apresentaram-se significativos (estatisticamente diferentes de zero) ao nível de 1% ou 5% de probabilidade, e com sinais coerentes com a teoria econômica e com os conhecimentos empíricos.

O coeficiente da variável preço de frango apresentou-se positivo indicando existir algum grau de substituíbilidade entre as carnes bovina e de frango. Todavia, ele apresentou-se não significativo.

Tabela 5. Estimativa dos coeficientes da função de demanda de carne bovina para o mercado brasileiro, Estatísticas "g", "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 de grupo de carnes	Índice de preços de alimentos ex ceto carnes	Índice de preços de não alimentos	Renda (Log)	Tendência
Coef. regressão	-0,05444	0,0336	0,0091	0,5556	0,0095	0,0193	0,0165	0,0001	-0,0743
Erro padrão	0,0232	0,0130	0,0135	0,1490	0,0639	0,0347	0,0235	0,0000	0,0714
Valor de t	-2,3470	2,5997	0,6750	3,7297	0,1493	0,5575	0,7032	2,6152	-1,0407
Nível de signif. (Z)	1	5	-	5	-	-	-	5	-
F = 1295.45*									
R ² = 0.9981									
$\bar{R}^2$ = 0.9974									
Q = 8.7685									

F* = indica que a estatística "F" da análise de variância é significativo ao nível de 1%

A estatística $\bar{R}^2$ refere-se ao coeficiente de determinação múltipla ajustado pelo número de graus de liberdade.

Uma vez que foram incorporados na função de demanda dados recentes de mercado, período em que o frango passa a ter representatividade no consumo do povo brasileiro esperava-se 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 para a carne de frango não era bem definido para os primeiros períodos da série, dificultando a determinação de um preço médio representativo para a época em que grande parte das transações eram realizadas através do comércio informal. A segunda possibilidade está relacionada à existência de multicolinearidade entre as variáveis que pode fazer com que alguns dos coeficientes de regressão múltipla se apresentem estatisticamente não diferentes de zero, embora sejam importantes no modelo teórico²⁷.

Quanto aos coeficientes das variáveis referentes aos índices de preços, todos apresentaram-se não significativos nos níveis de probabilidade considerados. O mesmo ocorreu com a variável tendência.

Tendo-se observado então, a existência de coeficientes não significativos na função estimada, pesquisou-se a ocorrência de multicolinearidade entre as variáveis dependentes, através dos resultados da matriz de correlação simples. Verificou-se que as variáveis renda e tendência, tendência e preço de frango e preço de frango e renda eram altamente correlacionadas. Tentou-se excluir do modelo a variável tendência que, dessas variáveis citadas, era a que apresentava menor significado econômico. Todavia, os resultados estatísticos encontrados não

²⁷ Ver HOFFMANN & VIEIRA (1983), p.158.

foram superiores, tendo-se optado por proceder à análise econômica através dos coeficientes da função inicialmente especificada, apesar da impossibilidade de se obter boa estimativa da relação entre consumo de carne bovina e preço de frango, que era um dos objetivos deste trabalho.

O valor do coeficiente de ajustamento (δ), calculado a partir do resultado encontrado para o coeficiente da variável consumo de carne bovina defasado, é de 0,44, indicando que o ajuste entre os dois períodos é igual a 44,4% da diferença entre o consumo observado e o obtido no equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, 44,4% da diferença entre a quantidade desejada e a observada é eliminada em um ano.

A forma linear da equação utilizada implica em demanda mais elástica a níveis elevados de preço, tornando-se inelástica à medida que os preços vão declinando. No caso da carne bovina, que é um produto caro, dado o poder aquisitivo do povo brasileiro, espera-se que haja um declínio maior do consumo a nível de preços elevados, do que a preços baixos, isso considerando que, mesmo a preços elevados, existam consumidores de baixo poder aquisitivo. Esse comportamento é, portanto, coerente com a forma linear da equação de demanda, cuja elasticidade-preço é dada por : $E = \pi.P/Q$. Todavia, como alguns dos resultados empíricos obtidos com a especificação proposta neste trabalho não foram satisfatórios, procedeu-se, para fins de comparação, o ajuste da função na forma bi-logarítmica (exceto a variável tendência que foi expressa nos números naturais), apesar da menor consistência teórica dessa especificação que implica em elasticidade de demanda constante dentro do

intervalo utilizado para estimação ($E=b$, onde b = valor do coeficiente). Os resultados estatísticos obtidos, entretanto, foram inferiores.

Ajustou-se ainda, como uma variante do modelo inicialmente proposto, a função de demanda incluindo-se uma constante e tendo a renda expressa no logaritmo neperiano dos valores observados, mesmo não sendo, essa função, embasada numa função de utilidade específica e conhecida, como no primeiro caso. Para a variável renda, a relação linear parece não ser a mais indicada uma vez que ela implica em elasticidades maiores para rendas maiores. A literatura consultada demonstra que a relação existente é exatamente a oposta. Quando a renda é baixa e a percentagem desta gasta com produtos alimentares é relativamente alta, a reação da demanda de um alimento frente às variações no seu preço é maior do que quando a renda é alta e a percentagem desta gasta com alimentação baixa. A elasticidade renda obtida com a renda expressa no logaritmo varia em relação inversa à quantidade consumida ($E = \pi/Q$), sendo esta última diretamente relacionada à renda.

Os resultados obtidos com o ajuste da função com constante e renda expressa nos logaritmos dos valores observados são apresentados na Tabela 6.

Assim como na primeira equação ajustada verificou-se alto valor para o coeficiente determinação múltipla ($\bar{R}^2 = 0,9292$) e a não existência de correlação serial nos resíduos ($Q = 9,6660$).

Tabela 6. 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 Modificada (com constante e a renda expressa nos logaritmos dos valores observados). Período 1957-87

	VARIÁVEIS EXPLICATIVAS									
	Preço de carne bovina		Preço de carne suína		Preço de carne de frango		Consumo de carne tardado		Índice de preços de alimentos exceto carnes	
	Interseção								Índice de preços de não alimentos	Tendência
Coef. regressão	-34,3109	-0,0276	0,0290	-0,0067	-0,0179	-0,0321	0,0290	5,2503	-0,3802	
Erro padrão	16,0023	0,0144	0,0082	0,0088	0,0390	0,0228	0,0164	1,6142	0,0735	
Valor de t	-2,1414	-1,9161	3,5448	-0,7650	-0,4582	-1,4059	1,7666	3,2526	-5,1720	
Nível de signif. (Z)	5	10	1	-	-	-	10	1	1	
F = 44,7806*										
R ² = 0,9505										
$\bar{R}^2$ = 0,9292										
Q = 9,6660										

F* indica que a estatística "F" da análise de variância é significativa ao nível de 1%

A estatística $\bar{R}^2$ refere-se ao coeficiente de determinação múltipla ajustado pelo número de graus de liberdade.

Também nesta função os coeficientes das variáveis preço de carne bovina, preço de carne suína e renda apresentaram-se significativos para os níveis de probabilidade considerados, 1, 5 ou 10% e com sinais coerentes com a teoria e com os conhecimentos empíricos.

O coeficiente da variável tendência mostrou-se significativo e negativo, o que indica que o consumo de carne bovina, durante o período em estudo, apresenta uma tendência decrescente no tempo.

O coeficiente da variável preço de frango apresentou-se negativo e não significativo, divergindo, no que se refere ao sinal, do encontrado na primeira equação.

Quanto aos índices de preço apenas o do grupo "não alimentos" apresentou-se significativo aos níveis de probabilidade considerados.

O coeficiente da variável dependente defasada apresentou-se significativo e positivo. O valor do coeficiente de ajustamento (δ) calculado a partir do resultado encontrado para esse coeficiente da variável dependente defasada é de 0,756 indicando que 75,6% da diferença entre a quantidade desejada e a observada é eliminada em um período (um ano).

4.3. Análise Econômica

As elasticidades encontradas para a demanda de carne bovina, calculadas nas médias amostrais, para curto e longo prazos, são apresentadas na Tabela 7.

Tabela 7. Elasticidades de demanda de carne bovina calculadas nas médias amostrais para curto e longo prazos e fórmulas utilizadas para a obtenção dessas elasticidades.

Elasticidades	Curto prazo		Longo prazo	
	Valor	Fórmula	Valor	Fórmula
preço-direta*	-0,48	$\pi_1 \cdot \frac{\bar{P}_B}{\bar{Q}_B}$	-1,09	$\frac{EC_d}{\delta}$
cruzada com preço de frango**	0,10	$\pi_3 \cdot \frac{\bar{P}_F}{\bar{Q}_B}$	0,22	$\frac{EC_{pf}}{\delta}$
cruzada com preço de suíno*	0,33	$\pi_2 \cdot \frac{\bar{P}_s}{\bar{Q}_B}$	0,73	$\frac{EC_{ps}}{\delta}$
renda	0,30	$\pi_7 \cdot \frac{\bar{R}}{\bar{Q}_B}$	0,67	$\frac{EC_r}{\delta}$

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

** Valores considerados de baixa precisão devido a não significância do coeficiente estimado (π_3)

Os resultados obtidos indicam uma inelasticidade da demanda em relação ao próprio preço, no curto prazo. No longo prazo a demanda torna-se elástica.

No curto prazo, uma variação de 10% no preço de carne bovina deve ocasionar uma variação de 4,8%, em sentido contrário, no consumo desse alimento, todas as outras coisas permanecendo constantes. No longo prazo, uma variação de 10% no preço desse alimento deve provocar uma variação de 10,9%, em sentido contrário, no seu consumo.

Antes de qualquer tentativa de comparação dos resultados encontrados neste estudo com os de outros autores, é necessário tecer considerações sobre as elasticidades obtidas com dados de corte seccional e de série temporal. Nas elasticidades estimadas com dados de corte seccional, considera-se que todos os ajustamentos no consumo, frente às variações nos preços ou na renda dos consumidores, já se tenham processado, sendo, dessa forma, comparáveis às elasticidades obtidas para longo prazo, com dados de série temporal.

Para a elasticidade-preço direta da demanda de carne bovina, os resultados encontrados na literatura consultada para dados de Brasil e de regiões específicas desse País são apresentados na Tabela 8.

Verifica-se que os valores obtidos no presente estudo para essa elasticidade-preço de curto prazo -0,48, e longo prazo -1,05, encontram-se dentro da faixa de elasticidades determinadas pelos vários autores citados.

Tabela 8. Elasticidades-preço direta da demanda de carne bovina para o Brasil e regiões específicas do Brasil

Pesquisadores	Período dos dados	Local	Dados	EC _d	EL _d
Brandt <i>et alii</i> (1973)	1970-72	Manaus	série temporal	-0,6	-
Ávila (1973)	1947-70	R.G.Sul	série temporal	-0,47	-0,64
Seraphim (1973)	1969-72	Goiânia	série temporal	-0,69	-
Santos <i>et alii</i> (1974)	1974	S.Luiz	corte seccional	-	-1,35
Lobato (1975)	1946-70	Brasil	série temporal	-0,94	-1,52
Simões (1980)*	1974	Brasil	corte seccional	-	-0,43
Fernandes (1988)	1960-85	Brasil	série temporal	-0,29	-

* A elasticidade não se refere especificamente a carne bovina mas a "carne e pescados"

Para as elasticidades cruzadas com preço de carne suína foram encontrados os valores 0,33 e 0,73, no curto e longo prazos, respectivamente. O sinal positivo desses coeficientes indica que as carnes bovina e suína são produtos substitutos. A curto prazo, uma variação de 10% no preço de carne suína deve ocasionar uma variação de 3,3%, no mesmo sentido, no consumo de carne bovina. No longo prazo uma variação de 10% no preço de carne suína deve ocasionar uma variação de 7,3% no consumo de carne bovina, todas as outras permanecendo constantes.

Esse resultado encontrado para a elasticidade cruzada com preço de carne suína, no curto prazo, é bastante próximo do encontrado por FERNANDES (1988) ($EC_{ps} = 0,34$) e bastante menor que o encontrado por LOBATO (1975) para o período 1946-70 ($EC_{ps} = 1,22$).

Os valores encontrados para as elasticidades cruzadas com preço de frango no curto e longo prazo ($EC_{pf} = 0,10$ e $EL_{pf} = 0,22$) indicam que apesar de existir substituibilidade entre carne bovina e de frango, o consumo de carne bovina varia pouco em função de mudanças nos preços de carne de frango. Esses resultados diferem bastante do obtido por FERNANDES (1988), cujo valor foi de 0,84.

Os valores estimados para as elasticidades-renda, 0,30 para curto prazo e 0,67 para longo prazo, indicam que a carne bovina, pode ser enquadrada como "bem necessário"³¹.

³¹ "Bens necessários" são aqueles cujas elasticidades-renda estão no intervalo de 0 a 1.

Na Tabela 9 encontram-se os resultados obtidos para a elasticidade-renda da demanda de carne bovina por diversos autores.

Pode-se observar que as elasticidades-renda obtidas na literatura consultada diferem em magnitude, todavia, com exceção das elasticidades encontradas por LOBATO (1975) e FERNANDES (1988), que foram bastante altas, todas as outras indicam que o consumo de carne bovina varia menos que proporcionalmente à renda.

Conquanto se refiram a carnes e pescado e não especificamente a carne bovina, os resultados obtidos por HOFFMANN (não publicados) ($EL_r = 0,55$) e SIMÕES (1980) ($EL_r = 0,43$) com dados do ano de 1974 do ENDEF, para o Brasil como um todo, estão próximos dos encontrados neste estudo ($EC_r = 0,30$ e $EL_r = 0,67$). Todavia, uma redução da elasticidade renda, comparativamente às obtidas naquele ano, era esperada, uma vez que foram incorporadas na função de demanda dados recentes de mercado, época em que houve aumento da renda "per capita". Como já citado, a magnitude da elasticidade renda é inversamente relacionada a essa variável.

Se considerarmos essa relação inversa entre renda e elasticidade renda, teríamos para a demanda de carne bovina, no mercado norte americano, valores menores do que os encontrados no caso brasileiro. Isso realmente ocorreu no estudo de GEORGE & KING (1971), que obteve para esta elasticidade de curto prazo o valor de 0,28 porém não no de HEIEN (1982) onde o valor obtido foi de 1,27.

Tabela 9. Elasticidades-renda da demanda de carne bovina para o Brasil e regiões específicas do

Brasil

Pesquisadores	Período dos dados	Local	Dados	EC _r	EL _r
Perez (1973)*	1971	Piracicaba	corte seccional	-	0,77
Brandt <i>et alii</i> (1973)	1970-72	Manaus	série temporal	0,26	-
Ávila (1973)	1947-70	R.G.do Sul	série temporal	0,26	-
Seraphim (1973)	1969-72	Goiânia	série temporal	0,23	0,36
Santos <i>et alii</i> (1974)	1974	S.Luiz	corte seccional	-	0,66
Lobato (1975)	1946-70	Brasil	série temporal	1,27	2,05
Simões (1980)***	1974	Brasil	corte seccional	-	0,43
Furtuoso (1981)**	1974	Est.S.Paulo	corte seccional	-	0,42
Fernandes (1988)	1960-85	Brasil	série temporal	1,05	-
Hoffmann (dados não publicados)***	1974	Brasil	corte seccional	-	0,55

* Elasticidade obtida por mínimos quadrados ordinários, se referindo a carne de primeira.

** Elasticidade obtida para o extrato médio de renda (ajuste de poligonal) se referindo a carnes e pescado.

*** Elasticidade para "carnes e pescado".

Na Tabela 10 encontram-se os valores das elasticidades obtidas com a função modificada (com constante e renda expressa nos logaritmos dos valores observados). Verifica-se que, no curto prazo, a elasticidade renda obtida com a função modificada ($EC_r = 0,30$) é exatamente a mesma da obtida com a função inicialmente proposta ($EC_r = 0,30$). Quanto a elasticidade cruzada com preço de suíno, pouca variação ocorreu entre os valores obtidos nas duas funções ($EC_{ps} = 0,33$ na primeira e $EC_{ps} = 0,28$ na modificada). Maior variação se deu no caso da elasticidade-preço direta, sendo esta de $-0,48$ na primeira função e $-0,25$ na modificada.

Os valores encontrados para as elasticidades cruzadas com preço de carne de frango (curto e longo prazo), ao contrário dos obtidos com a função inicialmente proposta, sugerem a existência de complementaridade entre a carne de frango e a carne bovina o que contraria os conhecimentos empíricos.

Os valores obtidos para as elasticidades de longo prazo foram, em todos os casos (direta, cruzadas com preço de suíno e frango e renda), menores na função modificada visto esta apresentar um coeficiente de ajustamento (δ) maior que a primeira.

4.4. Período de Ajustamento

O período necessário para a demanda observada atingir a de longo prazo é dado pela fórmula:

Tabela 10. Elasticidades de demanda de carne bovina calculadas nas médias amostrais para curto e longo prazos com a função modificada (com constante e renda expressa nos logaritmos dos valores observados)

Elasticidades	curto prazo	longo prazo
preço direta	-0,25	-0,33
**cruzada com preço de frango	-0,07	-0,16
cruzada com preço de suíno	0,28	0,37
* renda	0,30	0,40

* A elasticidade renda varia em relação inversa à quantidade consumida, sendo esta última diretamente relacionada à renda.

** Valores considerados de baixa precisão, devido a não significância do coeficiente estimado.

$$t = \frac{\ln (1-\alpha)}{\ln (1-\delta)}$$

onde:

δ é o coeficiente de ajustamento calculado em 44,4% e α uma proporção arbitrária do ajustamento total, tomada aqui como 98%, que quando complementada simboliza o pleno ajustamento. O valor encontrado para t foi de 6,7 significando que 6 anos e 8 meses serão necessários para a demanda observada atingir a desejada, todas as outras coisas permanecendo constantes.

O valor encontrado para t no caso da função modificada foi bastante menor do que o encontrado com a função proposta neste estudo, fundamentada numa função de utilidade específica tipo Stone-Geary. O valor do coeficiente de ajustamento obtido com a função modificada foi calculado em 75,6% e o de t em 2,8, o que significa que 2 anos e 10 meses serão necessários para a demanda observada atingir a desejada.

SERAPHIM (1973) encontrou, trabalhando com dados mensais do período 1969-72 da cidade de Goiânia, Goiás, o tempo de 4 meses para a demanda observada se ajustar à desejada. Os outros autores consultados não determinaram esse dado.

5. CONCLUSÕES

A evolução do mercado de carnes no período estudado (1957-87) apresentou as seguintes características com relação ao fator disponibilidade: diminuição na de carne bovina, aumento na de carne de frango e estabilidade na de carne suína.

O maior aumento na disponibilidade de carne de frango ocorreu na última década da série estudada, como consequência do desenvolvimento da avicultura e consequente queda dos preços de seu produto. Nesse período as relações salário mínimo/preço de carne bovina foram as menores, coincidindo com baixas relações (<1) de preço de frango/preço de bovino e preço de frango/preço de suíno, condição essa favorável ao maior consumo da carne de frango em relação às outras carnes.

Os testes aplicados para a verificação do consumo diferenciado de carne bovina ao longo da série em estudo, através da utilização da variável binária, demonstraram que a quantidade

consumida de carne bovina, a um dado preço, é menor na segunda metade da série. Verificou-se também que nessa segunda metade da série a variação no consumo de carne bovina é maior que na primeira metade da série para cada unidade de variação no preço de carne de frango o que sugere um maior grau de substituíbilidade entre carne bovina e de frango no segundo período.

Quanto ao estabelecimento do modelo econométrico na análise da demanda de carne bovina, a equação especificada, fundamentada numa função de utilidade separável mostrou-se adequada na estimativa das elasticidades uma vez que os valores encontrados são comparáveis àqueles obtidos por outros autores. A inclusão dos índices de preço na função de demanda torna viável a estimativa das elasticidades, fundamentada na teoria econômica, para séries curtas de dados disponíveis.

As maiores dificuldades encontradas na aplicação do modelo se devem a não existência de séries homogêneas de dados quanto a fonte e metodologia de coleta. Pode-se considerar também que os abates clandestinos, não computados nas estatísticas existentes, interferem na fidedignidade dos dados.

Os resultados obtidos com o modelo econométrico proposto neste estudo permitem concluir que o consumo de carne bovina é pouco sensível às variações na renda dos consumidores, sendo mais sensível às variações de seu próprio preço.

Apesar do coeficiente da variável preço de frango não ter-se apresentado significativo, e a elasticidade encontrada ser muito baixa, a hipótese de 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 é que não permitiram que a real correlação fosse detectada. Todavia, esse coeficiente apresentou-se positivo o que sugere a existência de algum grau de substituíbilidade entre carne bovina e de frango.

A elasticidade cruzada de demanda de carne bovina, em relação ao preço de carne suína, indica baixo grau de substituíbilidade entre esses dois produtos.

As elasticidades obtidas permitem ainda concluir que a quantidade demandada de carne bovina torna-se mais sensível às variações ocorridas em seu preço, no preço de carne suína e na renda dos consumidores à medida que o tempo passa. Todavia, tanto a curto como a longo prazo, a quantidade de carne bovina varia menos que proporcionalmente frente às mudanças nessas variáveis citadas, exceto são feita às variações ocorridas no consumo de carne bovina devido a variações em seu próprio preço.

Com os resultados encontrados pode-se concluir que pouco efeito no consumo de carne bovina teriam políticas que interviessem nos preços de carne suína, dada a constatação de que esses produtos são francamente substituídos. Maiores resultados teriam

políticas que interviessem nos preços de carne bovina.

Esses resultados encontrados sinalizam importantes implicações para a definição de políticas econômicas para o setor. A criação de excedentes exportáveis de carne bovina, que tem sido uma das preocupações governamentais frente a um promissor mercado externo, seria possível então, através de estímulos à sua produção, intervenção nos seus preços, ou através de campanhas e propagandas que incentivassem a redução de seu consumo interno e aumento do consumo de bens substitutos.

A magnitude da elasticidade-renda encontrada também possui implicações políticas para o setor. As elasticidades obtidas indicam que o crescimento da renda "per capita" no Brasil teria uma influência pequena sobre os níveis de consumo de carne bovina. Isso significa que o deslocamento da curva de demanda, que resulta de variações na renda "per capita", é baixa, tendo portanto pequeno efeito sobre o consumo desse alimento. Dessa forma, pretendendo-se manter os níveis de preço, estímulos à produção de carne bovina, frente à expectativa de aumento de renda, devem ser tais que permitam que a produção aumente menos que proporcionalmente à variação prevista para renda. No caso de importação também esse fator deve ser considerado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro, FIBGE, 1960-86, v.21-47.

AVICULTURA, *Agroanalysis*. Rio de Janeiro, 12(1):2-6, jan. 1988.

ÁVILA, A.F. Um modelo econométrico para carne bovina no Rio Grande do Sul, 1947-70. Viçosa, 1973. 67p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).

AZEVEDO FILHO, A.J.B.V.; NEVES, E.M.; MARTINES FILHO, J.G. Confinamento de Bovinos: serviços e "software" para apoio ao produtor. *Revista ADEALQ*, 5:42-57, 1987.

BARROS, G.S.de C. *Economia da Comercialização Agrícola*. Piracicaba, SP, FEALQ, 1987. 306p.

BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. *Agricultural Economics Research*, 31(4):1-6, 1979.

BRANDT, S.A.; AAD NETO, A.; REZENDE, 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).

BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas. Piracicaba, 1986. 83p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/UPS).

CANTO, W.L.do. Sistema Ponderal de Conversões e Determinação de Margens de Comercialização. *Estudos Econômicos - Alimentos Processados*, Campinas, (22), 1988.

CONJUNTURA ECONÔMICA, FGV. Rio de Janeiro, 1971-87, vol. 25-41.

DEATON, A. & MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behaviour*. Cambridge University Press, 1980. 446p.

DOAN, T.A. & LITTERMAN, R.B. *User's manual; rats*. Minneapolis, MN: VAR Econometrics, 1981. 525p.

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.).

ETAC MERCADOS-CARNES. Curitiba, vol. III, set. 1987. (Mimeo.).

FERNANDES, S.G. Análise de Alternativas de políticas para o setor de car
nes no Brasil. Viçosa, 1988. 74p. (Mestrado - Universidade Federal de
Viçosa).

FRISCH, R. A complete scheme for computing all direct and cross demand
elasticities in model with many sectors. *Econometrica*, Chicago, 27
(2):177-96, 1959.

FURTUOSO, M.C.O. Redistribuição de renda e consumo de alimentos no Es-
tado de São Paulo. Piracicaba, SP, 1981. 106p. (Mestrado - Escola Su
perior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

GEORGE, P.S. & KING, G.A. *Consumer demand for food commodities in the*
U.S. with projections for 1980. California, University of California,
1971. 161p.

GOLDMAN, S.M. & USAWA, H. A note on separability in demand analysis.
Econometrica, Chicago, 32(3):387-97, July, 1964.

GREEN, H.A.J. *Consumer Theory.* England. Penguin Books Ltda., 1971.
344p.

HEIEM, D.M. The structure of food demand: interrelatedness and quality,
American Journal Economics, Iowa, 64(2):213-21, may, 1982.

- HENDERSON, J.M. & QUANDT, R.E. *Microeconomic theory: A mathematical approach*. New York, McGraw-Hill, 1971. 431p.
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. *Análise de regressão: uma introdução à econometria*, 2.ed. São Paulo. Hucitec. 1983. 379p.
- KASSOUF, A.L. *Previsão de preço na pecuária de corte do Estado de São Paulo*. Piracicaba, 1988. 98p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo. Atlas, 1978. 670p.
- LATTIMORE, R.G. *An econometric study of the brazilian beef sector*. Purdue, 1974. 176p. (Doutorado - Purdue University).
- LOBATO, J.G. *Elasticidades parciais e totais de demanda e oferta de carnes bovina e suína no mercado brasileiro*. Viçosa, 1975, 56p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).
- LOBATO, J.G. *Sistema de demanda de carnes no Brasil: uma análise de multiplicadores*. Viçosa, 1982. 61p. (Doutorado - Universidade Federal de Viçosa).
- MARTINES FILHO, J.G. *Margens de Comercialização e Causalidade de Preços Agrícolas*. Piracicaba, 1988. 146p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- MASCOLO, J.C. Um estudo econométrico de pecuária de corte no Brasil. Rio de Janeiro, 1980. 100p. (Doutorado - Fundação Getúlio Vargas).
- MOLINARI, P.R. Carne Bovina em 1988 - Perspectivas. *Revista Nacional da Carne*, São Paulo, 12(136):38-41, abr. 1988.
- MOREIRA, H.A. Contribuição das ciências agrárias para o desenvolvimento: pecuária bovina. *Revista de Economia Rural*. Brasília, 18(3):537-57, jul./set. 1980.
- MUELLER, C.C. O ciclo do gado e as tentativas governamentais de controle do preço da carne. *Estudos Econômicos*. São Paulo, 17(3):435-57. set./dez. 1987.
- NERLOVE, M. Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and other Commodities, U.S.D.A. Agricultural Marketing Service Agricultural Handbook 141, Washington, D.C. 1958
- NEVES, E.M.; AZEVEDO FILHO, A.V.B.V.de e MARTINES FILHO, J.G. Sistema de Produção na Pecuária de Corte: Contribuição da pesquisa e condicionantes do comportamento econômico dos produtores. Piracicaba, FEALQ. Curso de Atualização em Confinamento de Bovinos de Corte. p.47-84, 1985.
- PASTORE, A.C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil. São Paulo, APEC, 1973. 170p.

- PEREZ, M.C.R.C. Contribuição do estudo da elasticidade-renda do consumo de alimentos. Piracicaba-SP, 1973. 94p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- PHILIPS, L. *Applied Consumption Analysis*. North Holland, North Holland Publishing Company, 1983. 331p.
- SANTOS, J.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 Luiz. *Boletim SER*, São Luiz, 1(2):24-51, 1974.
- RIZZIERI, J.A.B. Estrutura de Ponderações do Índice de Preços ao Consumidor do Município de São Paulo. FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, São Paulo, 1987. (Mimeo.).
- SERAPHIM, J.B.C. Análise econômica da procura de carnes no mercado de Goiânia, Estado de Goiás. Viçosa, 1973. 84p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).
- SÉRIES ESTATÍSTICAS, *Informações FIPE*. São Paulo, nº 106 - nov.1988.
- SIMÕES, R.C. Estimativa de sistema de demanda de produtos agrícolas. Viçosa, 1980. 61p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).

SIMS, C.A. Money, income and causality. *American Economic Review*. 62 (4):540-52, 1972.

STROTZ, R.H. The empirical implications of a utility tree. *Econometrica*. Chicago, 27(3):482-88, 1959.

TEIXEIRA, H.H.L. Modelo de desequilíbrio de margens de comercialização agrícola. Viçosa, 1982. 69p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).