

**DIONISIO TADEU RODRIGUES RIBEIRO**

**ANÁLISE SISTÊMICA DA DEMANDA DE CARNES NO BRASIL NO  
PERÍODO DE 1980 A 2006: APLICAÇÃO DO MODELO DE  
REGRESSÃO APARENTEMENTE NÃO-RELACIONADA**

Belém-Pará

2007

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**DIONISIO TADEU RODRIGUES RIBEIRO**

**ANÁLISE SISTÊMICA DA DEMANDA DE CARNES NO BRASIL NO  
PERÍODO DE 1980 A 2006: APLICAÇÃO DO MODELO DE  
REGRESSÃO APARENTEMENTE NÃO-RELACIONADA**

*Dissertação apresentada ao programa de  
Mestrado da Universidade da Amazônia como  
requisito para a obtenção do título de Mestre em  
Economia.*

*Orientador: Prof. Dr. Antônio Cordeiro de  
Santana*

Belém-Pará

2007

**DIONISIO TADEU RODRIGUES RIBEIRO**

**ANÁLISE SISTÊMICA DA DEMANDA DE CARNES NO BRASIL NO  
PERÍODO DE 1980 A 2006: APLICAÇÃO DO MODELO DE  
REGRESSÃO APARENTEMENTE NÃO-RELACIONADA**

*Dissertação apresentada ao programa de  
Mestrado da Universidade da Amazônia como  
requisito para a obtenção do título de Mestre em  
Economia.*

*Orientador: Prof. Dr. Antônio Cordeiro de  
Santana*

**BANCA EXAMINADORA DA DISSERTAÇÃO**

---

Prof. Dr. Antônio Cordeiro de Santana (Orientador - UFRA)

---

Prof. Dr. Fernando Antonio Teixeira Mendes (UNAMA)

---

Prof. Dr. Wilson da Cruz Vieira (UFV)

Dedico este trabalho à minha esposa, Sandra, que soube me motivar e compreender os momentos difíceis que atravessamos para chegar até aqui. Acredito que essa caminhada foi menos árdua porque tive o seu carinho e suas palavras de incentivo. Fez ainda com que meus filhos entendessem a minha ausência por muitos momentos e passassem a me admirar pelo esforço e dedicação para tentar uma condição melhor de vida. É importante lembrar que nos conhecemos na graduação e, agora, dedico essa dissertação com todo carinho e amor a ela.

Aproveito o ensejo para fazer uma homenagem especial ao meu Orientador, Prof. Dr. Antônio Cordeiro de Santana, um profissional sério e comprometido com os estudos de pesquisas, além disso, possui magnífico domínio na área quantitativa, o que o torna mais competente no que faz. Um homem que me fez acreditar ser possível tirar “leite de pedra” nos momentos mais difíceis da minha caminhada acadêmica. Sinto-me honrado por tê-lo como Orientador.

## AGRADECIMENTOS

À minha mãe que me ensinou que o Homem pode ser feliz sendo digno e respeitador, mesmo dentro de uma sociedade competitiva.

Aos meus irmãos que, cada um ao seu modo, torceu pelo meu sucesso.

Aos meus avós, Francisco e Maria de Nazaré, que foram exemplos de trabalho e determinação.

Ao meu Pai que, mesmo em outro plano, me conduziu em vida nos melhores caminhos.

Às minhas tias Francisca, Orlandina e Dora (na realidade são minhas mães) que nunca mediram esforços para me apoiar durante toda minha vida.

Aos meus tios Francisco e Edílson que se emocionavam a cada nova conquista junto comigo.

Aos meus filhos Dionisio, Raoany, Raoana, Renan, Thayssa e Diandra que entenderam, de forma sábia, a minha falta e foram meu combustível e o motivo maior do meu esforço.

Aos os meus colegas de mestrado que compartilharam comigo diversos desafios.

Aos professores Kleber Mourão e Estênio que me ensinaram os primeiros passos da economia.

Aos meus professores do mestrado que souberam me mostrar a relevância do mestrado de economia para a sociedade.

Aos funcionários da Universidade da Amazônia que sempre foram atenciosos e que me deram palavras de incentivos.

Aos Professores Fernando Mendes e Benedito Varela que fizeram orientações significativas na minha qualificação de mestrado.

Aos Professores Antônio Cordeiro, Fernando Mendes e Wilson da Cruz Vieira que fizeram sugestões relevantes após a defesa do mestrado.

Ao meu cunhado, Sérgio Suriá, e à minha comadre, Telma Solange, que me ajudaram na obtenção de dados para minha pesquisa.



## RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo principal analisar o comportamento das relações cruzadas do sistema de demanda de carnes no Brasil, no período de 1980 a 2006, o foco da análise foi a investigação das relações de substitutibilidade e complementaridade do sistema de demanda neste período. Foi utilizado como instrumental analítico um modelo econométrico de equações de regressão aparentemente não-relacionadas. Os resultados mostraram que as demandas são inelásticas a preço e que o pescado é complementar das carnes de frango e bovina e substituta da carne suína. A carne de frango se mostrou substituta do pescado e indiferente às carnes bovina e suína. Essas relações mudaram devido à expansão do consumo de alimentos processados e da alimentação fora de casa, realizada nos restaurantes a quilo e nas redes de alimentação rápida.

**Palavras-chave:** Demanda de carnes, elasticidades, Brasil, Modelo SUR.

## ABSTRACT

The present work had as main objective analyze the cross correlations behavior of the demand system in Brazil, during the period from 1980 to 2006, whose analysis focus was the relation investigation of substitution and complementation of demand in this period. Was used as analytic instrumental an econometric model of regression equations seemingly unrelated. The results showed the demands are non elastic in prices, and the fish meat is a complement of the chicken and ox meat, and a substitute of the pig meat. The chicken meat showed itself as a substitute of fish meat, and indifferent against pig and chicken meat. This relation changed due to consumption's expansion of processed foods and the eating outside of house, realized in restaurants and fast foods.

**Keywords:** Meat Demand, Elasticity, Brazil, SUR model.

## LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - Gastos relativos com alimentação das famílias do Brasil segundo a classe de renda (1995 – 1996).	18
Tabela 2 - Gastos relativos com alimentação das famílias do Brasil segundo a classe de renda (2002 – 2003).	21
Tabela 3 - Participação relativa de alimentos e grupos de alimentos no total de calorias adquiridas por domicílio por Unidades da Federação (2002 – 2003).	25
Tabela 4 - Participação relativa de alimentos e grupos de alimentos no total de calorias adquiridas por domicílio por classes de rendimento monetário mensal familiar <i>per capita</i> – Brasil – (2002 – 2003).	27
Tabela 5 - Resultados do teste de Wald para restrição de simetria do sistema de demanda agregada de carne – Brasil – (1980 – 2006).	59
Tabela 6 - Resultados do teste de Wald para restrição de homogeneidade de grau zero do sistema de demanda agregada de carne - Brasil – (1980 – 2006).	61
Tabela 7 - Resultados do teste de Wald para restrição de homogeneidade de grau um do sistema de demanda agregada de carne – Brasil – (1980 – 2006).	62

Tabela 8 - Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de pescado – Brasil – (1980 – 2006).	63
Tabela 9 - Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne de frango – Brasil – (1980 – 2006).	67
Tabela 10 - Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne bovina – Brasil – (1980 – 2006).	73
Tabela 11 - Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne suína – Brasil – (1980 – 2006).	76
Tabela 12 - Coeficientes de elasticidades-preço e renda de carnes no Brasil – (1980 – 2006).	82
Tabela 13: Matriz de correlação linear simples entre as quantidades, os preços das carnes e da renda – Brasil – (1980 – 2006).	90
Tabela 14 - Coeficientes de elasticidades-preço e renda de carnes no Brasil, Estados Unidos, Canadá, Austrália, Japão e União Européia (1990 – 1997).	92

## LISTA DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1: Consumo de carnes no Brasil – kg/hab – (1980 – 2006).	83
FIGURA 2: Preços reais de carnes no Brasil – R\$/kg – (1980 – 2006).	86
FIGURA 3: Renda real <i>per capita</i> dos brasileiros – R\$/hab – (1980 – 2006).	88

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ANUALPEC	Anuário da Pecuária Brasileira
FAO	<i>Food and Agriculture Organization of the United Nations</i>
SUR	<i>Seemingly Unrelated Regressions</i>
POF	Pesquisa do Orçamento Familiar
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
SM	Salário mínimo
PIB	Produto Interno Bruto
IGP-Di	Índice Geral de Preços – Disponibilidade interna
FGV	Fundação Getúlio Vargas
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados

## SUMÁRIO

1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS	16
1.2. Justificativa	26
1.2.1. Problematização	26
1.3. Objetivos	30
1.4. Hipótese	31
2. MARCO TEÓRICO	32
3. METODOLOGIA	38
3.1. Área de estudo e fonte de dados	38
3.2. Modelo econométrico	41
4. RESULTADOS	56
4.1. Testes de hipóteses	56
4.2. Demanda da carne de pescado	63
4.3. De demanda da carne de frango	66
4.4. Demanda da carne bovina	73
4.5. Demanda da carne suína	76
4.6. Elasticidades-cruzadas	80
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	94
5.1. Conclusões	97
6. REFERÊNCIAS	98

## 1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS

No Brasil, ao contrário do que acontece no resto do mundo, deixou-se de investigar o comportamento das relações da demanda de carne desde meados dos anos 1980. Até então, os estudos indicavam que a carne bovina, de frango e suína como produtos substitutos (BRANDT, 1980), período de 1947 a 1970, Silva *et al.* (1977) – período de 1969 a 1974 e Fernandes *et al.* (1989) – período de 1964 a 1985.

Nesse período, em função dos efeitos conjuntos produzidos pela inserção da mulher no mercado de trabalho, dispondo de tempo cada vez menor para cuidar da casa e preparar as refeições; e da reestruturação global da indústria alimentar para a nova realidade do estilo de vida do consumidor e de suas preferências na direção dos alimentos preparados (prontos e semi-prontos). Generalizou-se, assim, o consumo de refeições prontas ou semi-prontas, dando origem ao consumo de forma matricial, ou seja, a segmentação do mercado multiplica as opções de consumo, criando para cada tipo de produto um espectro de linhas diferenciadas que atende espaços e perfis apropriados do mercado de alimentos (MARTINELLI JR., 1997; SANTANA, 1997; PARK; CAPPS JR., 1997; SANTANA, 1999).

Esse é um fenômeno mundial que tem o suporte das grandes redes de alimentação rápida (*fast food*) e dos restaurantes a quilo (*self services*) que, além de estimular, viabiliza o consumo fora de casa. Em função disso, as relações cruzadas de demanda da carne devem ter sofrido alterações, de



acordo com as evidências de que a carne de frango é complementar da carne suína nos Estados Unidos e Canadá (McNULTY; HUFFMAN, 1992; MOSCHINI; VISSA, 1993), da carne de carneiro na Austrália (PARK *et al.*, 1997) e das carnes bovina e suína importadas no Japão (HAYES *et al.*, 1990). No Brasil, Santana (1999) evidenciou que esse fenômeno também se iniciou nos anos de 1990. Como se trata de transformações globais, é possível que tais alterações tenham se aprofundado nos últimos seis anos.

Uma evidência dessa tendência de consumo no Brasil, dá-se no tempo gasto com o preparo das refeições, tendo havido um declínio em seis décadas, passando de 130 minutos, em 1930, para 15 minutos, em 1994, o que representa uma redução de 88,5% (AGRIANUAL, 1999). Nos anos de 1995 e 1996, os gastos com alimentos processados superavam os gastos com alimentos *in natura*, chegando a ser 3,5 vezes superior entre as famílias que ganhavam mais de 20 salários mínimos (SM)<sup>1</sup> e 2,4 vezes maiores entre as famílias que ganhavam de 5 a 20 SM no Brasil (Tabela 1).

---

<sup>1</sup> Doravante SM.

Tabela 1: Gastos relativos com alimentação das famílias do Brasil, segundo a classe de renda (1995 – 1996).

<b>Categoria de despesa</b>	<b>Renda baixa Até 5 SM</b>	<b>Renda média De 5 até 20 SM</b>	<b>Renda alta 20 e mais SM</b>
<b>Despesa com alimentação</b>	32,55	21,80	12,57
<b>Alimentação fora de casa</b>	4,36	5,08	4,05
<b>Alimentação em casa</b>	28,19	16,72	8,52
<b>Alimento <i>in natura</i></b>	11,05	6,42	2,78
<b>Alimento processado</b>	21,49	15,38	9,79
<b>Carne <i>in natura</i></b>	5,21	3,18	1,37
<b>Carne bovina</b>	2,82	1,96	0,85
<b>Carne suína</b>	0,16	0,14	0,06
<b>Carne de frango</b>	1,86	0,89	0,33
<b>Pescado</b>	0,37	0,19	0,13

Fonte: IBGE (1997, elaborado pelo Autor).

A alimentação fora de casa é realizada nos restaurantes a quilo, nas redes de *fast food*, nas churrascarias e nos restaurantes, onde o consumo de várias carnes é exercido simultaneamente. Essa tendência é crescente entre as classes de renda da menor para as de mais alta renda, ao mesmo tempo em que a alimentação realizada em casa é decrescente (Tabela 1). Vale lembrar que, mesmo no consumo realizado em casa, a preferência é dada aos alimentos processados (prontos e semi-prontos) e muitos deles incluem mais de um tipo de carne na sua constituição.

Adicionalmente, Park e Capps Jr. (1997) encontraram uma relação de complementaridade entre alimentos processados e outros alimentos. Trazendo essa informação para o mercado de carnes brasileiro, pode-se esperar que a carne de frango seja complementar das carnes bovina e suína, dado que foi a indústria de frango que se modernizou, diversificou a produção e passou à frente no atendimento das necessidades do consumidor. Basta dizer que entre 1990 e 1997, o consumo interno *per capita* de carne de frango apresentou um incremento de 77,61% (passou de 13,4 para 23,8 kg/hab./ano), cerca de 1,7 vez o incremento da carne suína (de 32,35% - passou de 6,9 para 9 kg/hab./ano) (ANUALPEC, 1998; AGROANALYSIS, 1998).

A partir de 2004, o consumo *per capita* da carne de frango ultrapassou o consumo de carne bovina no Brasil em função do ajuste adequado da cadeia de frango ao mercado consumidor (ANUALPEC, 2005).

Na Tabela 1, são mostrados os gastos com alimentação das famílias brasileiras, segundo a classe de renda, evidenciando as categorias de despesas quanto à alimentação em domicílio ou fora de casa, alimentos processados ou *in natura*, destacando-se as carnes bovina, suína, de frango e de pescado.

Adicionalmente, verificou-se que os gastos no consumo de carne *in natura* apresentaram o mesmo comportamento de queda dos gastos totais de consumo das famílias de rendas baixas, média e alta do Brasil, confirmando a

Lei de Engel<sup>2</sup> de que a proporção da renda gasta em alimentos declina com o crescimento da renda. As famílias de baixa renda gastam 32,55% de sua renda com alimentação, enquanto que as famílias de renda média gastam 21,80% e as famílias de renda alta gastam 12,57% (Tabela 1). Essa tendência se confirma nos Estados Unidos em que as famílias de renda baixa gastam 49% de sua renda com alimentação, comparado com 24% para as famílias de renda média e 16% para as famílias de alta renda (McDOWELL *et al.*, 1997).

No período de 2002 e 2003, observa-se que os gastos com alimentos processados continuaram superando os gastos com alimentos *in natura*, o que é cerca de 4 vezes superior entre as famílias que ganhavam mais de 20 SM e 2,5 vezes maior entre as famílias que ganhavam de 5 a 20 SM no Brasil (Tabela 2).

---

<sup>2</sup> a lei de Engel é uma função que relaciona a quantidade de equilíbrio adquirida de uma mercadoria para um dado nível de renda monetária. O nome é devido a Christian Lorenz Ernest Engel, estatístico alemão do século XIX (FERGUSON, 1986).

Tabela 2: Gastos relativos com alimentação das famílias do Brasil segundo a classe de renda (2002 – 2003).

Categoria de despesa	Renda baixa	Renda média	Renda alta
	Até 5 SM	De 5 até 20 SM	20 e mais SM
<b>Despesa com alimentação</b>	38,58	17,73	11,04
<b>Alimentação fora de casa</b>	5,52	4,54	4,09
<b>Alimentação em casa</b>	33,06	13,19	6,95
<b>Alimento <i>in natura</i></b>	15,10	5,21	2,27
<b>Alimento processado</b>	23,48	12,52	8,77
<b>Carne <i>in natura</i></b>	5,98	2,28	0,99
<b>Carne bovina</b>	2,77	1,24	0,55
<b>Carne suína</b>	0,30	0,17	0,07
<b>Carne de frango</b>	2,17	0,70	0,26
<b>Pescado</b>	0,74	0,17	0,11

FONTE: IBGE (2004, elaborado pelo Autor).

Comparando-se as Tabelas 1 e 2, é possível notar alterações significativas no comportamento do consumidor brasileiro. Percebe-se que, enquanto em 1995 e 1996, as famílias brasileiras de baixa renda tinham seus gastos fora de casa com cerca de 4,36% da renda, o que corresponde em média a 13,40% do total de seus gastos com alimentação, em 2002 e 2003 essas famílias, com a mesma faixa de renda, gastavam cerca de 5,52% com alimentação fora do domicílio, o que corresponde em média a 14,41% em relação ao total dos gastos empregados com alimentação, o que representou um aumento médio de 6,80%. Esses percentuais, quando observados para

rendas com mais de 20 salários mínimos, chegam a representar 32,22% dos gastos totais com alimentação em 1995 e 1996 nas famílias brasileiras e 37,04% para o período 2002 e 2003, correspondente a um aumento médio de 14,96%.

Quando são analisados os resultados relativos aos alimentos processados, pode-se perceber que houve uma redução na ordem de 7,81% no consumo desse tipo de alimentos nas classes de renda baixa, enquanto que nas classes média e alta houve aumentos na ordem de 0,09% e 2,00%, respectivamente, indicando a existência de relação direta entre poder aquisitivo e alimentos processados, durante o período pesquisado.

Com relação aos gastos com carnes *in natura*, foram evidenciados comportamentos interessantes. A carne bovina, por exemplo, teve reduções na ordem de 3,19% nos gastos das famílias de baixa renda, 11,86% na classe média e 10,45% das famílias de renda alta, no período de 1995 e 1996 a 2002 e 2003. A carne suína aparece com participação evolutiva nos gastos das famílias brasileiras de forma significativa, tendo aumentos em todas as classes de renda: 252,77% na classe de renda baixa, 69,46% na classe média e 61,43% nas famílias de renda alta. A carne de frango também apresentou aumentos na participação dos gastos das famílias brasileiras: 1,65% na classe baixa, 9,69% na classe média e 9,02% na classe alta. Outra carne que apresentou aumentos significativos foi o pescado com 74,30% na classe baixa, 24,89% na classe média e 17,08% na classe alta.

Em uma análise mais geral, perceber-se que o gasto com alimentação nas famílias de classe baixa sofreu um aumento de 18,52% enquanto que nas famílias de rendas média e alta ocorreram reduções de 18,67% e 12,17%, respectivamente.

Na Tabela 3, apresenta-se a participação relativa com alimentos e grupos de alimentos no total de calorias adquiridas por domicílio, por Unidades da Federação (IBGE, 2004).

O consumo relativo da carne bovina se concentra mais na Região Sudeste; fora dessa região, o Estado do Amapá apresenta a maior participação relativa dos Estados da Federação, 10,72%. No que se refere às carnes de frango e pescado, há uma fatia significativa do consumo na Região Norte, enquanto que a carne suína é mais apreciada na Região Sul.

No que tange ao consumo de pescado, o Estado do Amazonas destaca-se em relação a outros Estados da Federação, com uma participação de 6,95% por domicílio, provavelmente em razão de a região apresentar uma alta e diversificada oferta desse tipo de carne, favorecida pela sua geografia constituída basicamente de rios de água doce.

É relevante destacar a participação relativa por região dos alimentos de carnes embutidos: Norte 7,05%; Nordeste 11,15%; Sudeste 11,09%; Centro-Oeste 6,91%; e Sul 8,04%. Como era de se esperar, os Estados com maior grau de industrialização consomem maior percentual desses tipos de alimentos, como são os casos das Regiões Sul e Sudeste, que apresentaram participação relativa média de 2,68% e 2,22% por Estado, respectivamente.

Na Região Norte, a média por Estado foi de 1% o consumo de embutidos (IBGE, 2004).



Tabela 3: Participação relativa de alimentos e grupos de alimentos no total de calorias adquiridas por domicílio por Unidades da Federação (2002 – 2003).

<b>Unidades da Federação</b>	<b>Bovina (%)</b>	<b>Frango (%)</b>	<b>Suína (%)</b>	<b>Peixes (%)</b>	<b>Embutidos (%)</b>	<b>Outras (%)</b>
Rondônia	8,63	2,37	3,32	0,57	1,25	0,20
Acre	6,72	2,13	2,06	2,58	0,44	3,27
Amazonas	4,22	3,58	0,30	6,95	1,07	0,51
Roraima	7,23	3,35	0,66	0,83	1,13	0,17
Pará	6,73	2,67	0,64	2,67	2,75	1,14
Amapá	10,72	5,79	0,34	2,27	1,40	0,11
Tocantins	5,45	1,86	0,78	0,29	0,62	0,03
Maranhão	6,16	1,75	0,92	1,41	0,55	0,20
Piauí	3,93	1,94	1,27	0,57	0,55	0,53
Ceará	3,68	2,71	0,66	0,74	0,99	0,19
R.G.Norte	4,56	2,57	0,88	0,35	3,62	0,08
Paraíba	6,15	2,16	0,61	0,54	0,77	0,14
Pernambuco	6,48	2,46	0,35	0,55	1,44	0,17
Alagoas	6,89	2,58	0,60	0,82	2,06	0,17
Sergipe	8,16	2,80	0,48	0,81	1,57	0,11
Bahia	6,62	1,96	0,49	0,46	1,52	0,18
Minas Gerais	2,65	1,92	1,70	0,15	1,85	0,03
Espírito Santos	4,88	3,03	1,11	0,38	2,65	0,04
Rio de Janeiro	4,82	3,55	0,87	0,59	2,97	0,02
São Paulo	4,56	2,57	0,88	0,35	3,62	0,08
Paraná	4,96	2,74	2,69	0,25	2,79	0,12
Santa Catarina	5,09	2,85	2,60	0,32	2,47	0,11
R.G. Sul	6,95	2,89	2,22	0,19	2,78	0,17
Mato Grosso Sul	6,52	1,96	0,86	0,25	2,24	0,10
Mato Grosso	5,81	1,94	1,99	0,24	1,30	0,08
Goiás	4,41	2,26	1,12	0,16	1,31	0,04
Distrito Federal	5,42	3,34	0,84	0,39	2,06	0,05

FONTE: IBGE (2004)

## 1.2. JUSTIFICATIVA

### 1.2.1. PROBLEMATIZAÇÃO

A alimentação mensal no Brasil aparece com a segunda maior participação nas despesas de consumo mensal familiar por tipos de despesas, segundo a situação do domicílio, sendo superada apenas com os gastos de habitação (IBGE, 2004).

Dentro desse universo alimentar, destaca-se a demanda de carnes e suas relações de complementaridade e substitutibilidade em função das possíveis mudanças que vêm ocorrendo no mundo no que concerne a esses tipos de alimentos e as relações entre eles.

A Tabela 4 apresenta resultados recentes da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), período de 2002 e 2003, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2004). Nela, observa-se que a carne bovina tem um consumo *per capita* numa relação inversa com a renda mensal familiar: 8,36% é a participação da renda familiar destinada a esse tipo de alimento em se tratando de famílias com até 1/4 do SM, enquanto que em famílias com mais de 5 SM essa participação chega apenas a 5,24%; quando se refere ao pescado, essa direção decrescente se mantém segundo a mesma faixa salarial; ao passo que a carne de frango apresenta uma relação direta com a faixa salarial e a participação relativa do consumo *per capita*: 1,60% das famílias com até 1/4 do SM, e a participação cresce para 2,81% na

faixa das famílias com mais de 5 SM. Essa relação ocorre também para a carne suína e com os alimentos de carne embutidos.

Tabela 4: Participação relativa de alimentos e grupos de alimentos no total de calorias adquiridas por domicílio por classes de rendimento monetário mensal familiar *per capita* – Brasil – (2002 – 2003).

	<b>Até ¼ SM</b>	<b>Mais ¼ a ½ SM</b>	<b>Mais ½ a 1 SM</b>	<b>Mais 1 a 2 SM</b>	<b>Mais de 2 a 5 SM</b>	<b>Mais de 5 SM</b>
<b>CARNES</b>	8,36	9,78	11,17	12,31	13,28	13,20
<b>Bovina</b>	3,49	4,25	5,08	5,31	5,86	5,24
<b>Frango</b>	1,60	2,07	2,45	2,68	2,81	2,81
<b>Suína</b>	0,72	1,03	1,08	1,35	1,38	1,21
<b>Peixes</b>	1,40	0,95	0,63	0,46	0,44	0,55
<b>Embutidas</b>	0,89	1,30	1,81	2,36	2,67	3,27
<b>Outras</b>	0,27	0,18	0,12	0,14	0,13	0,10

FONTE: IBGE (2004)

Quando se compara a participação relativa dentro dos grupos das faixas salariais, percebe-se que os alimentos *in natura*, perdem participação na aquisição domiciliar quando o número de SM vai aumentando.

As famílias com mais de cinco SM, comparado às que ganham até 1/4 do mesmo, apresentam um aumento de 132% no consumo de carnes embutidas. Esse é um indicativo de que as famílias com rendas mais altas dispõem de menos tempo para o preparo de alimentos, dando preferência à

praticidade dos alimentos semi-prontos. Por outro lado, os alimentos *in natura* apresentam uma participação relativa muito parecida dentro das faixas de rendas, possivelmente diferindo no tipo de carnes a serem consumidas (se é de primeira ou de segunda). A carne bovina, por exemplo, está dividida nesses dois grandes estratos e Ferraz (2006) afirma que é nítida a resposta ao aumento de renda dos consumidores em termos de consumos de carnes de primeira (filé-mignon, picanha e contra-filé), sendo considerada quase que linear ao aumento da renda.

Uma característica dos estudos de demanda é, sem exceção, a referência feita pelo pesquisador, quando se depara com uma elasticidade-cruzada negativa para carnes ou para outros produtos que *a priori* são consideradas “substitutos” é de apenas dizer que o resultado encontrado não está de acordo com o esperado e encerra o assunto (BRANDT, 1980).

Num estudo mais recente, Triches (2004) chegou à conclusão, após estudar a demanda de carne de frango no Rio Grande do Sul, de que ela era substituta da carne bovina ou suína. É nesse ponto que se pretende ir mais adiante apresentando os fundamentos teóricos, avaliando o comportamento recente das mudanças do consumo e propondo um modelo empírico para evidenciá-los.

Apesar de só o fato de verificar as relações entre as carnes bovina, suína, pescado e de frango, ser de grande importância para a economia brasileira, o estudo não está preocupado tão somente em apontar as relações

de complementaridade e substitutibilidade entre os alimentos (carnes bovina, frango, suína e pescado).

Alguns questionamentos instigaram o autor para elaboração dessa pesquisa:

- a) Como os agentes econômicos devem absorver e empregar os resultados apontados pela pesquisa?
- b) Qual a implicação dos resultados para a política de carne no Brasil?

### **1.3. OBJETIVOS**

#### **1.3.1. GERAL**

O objetivo geral do trabalho foi analisar o comportamento das relações cruzadas do sistema de demanda de carnes no Brasil, no período de 1980 a 2006.

#### **1.3.2. ESPECÍFICOS**

- a) Propor um modelo econométrico para avaliar o comportamento recente das mudanças de consumo das carnes bovina, de frango, suína e de pescado.
- b) Estimar as elasticidades-preço, elasticidades cruzadas e as elasticidades-renda das demandas das carnes bovina, de frango, suína e de peixe no Brasil;
- c) Apresentar sugestões aos formuladores de política e aos agentes tomadores de decisão destes segmentos da economia brasileira.

#### 1.4. HIPÓTESE

A medida em que no Brasil as praças de alimentação, *fast-food*, restaurantes a quilo, restaurantes nas empresas aumentaram, cresceu a proporção dos gastos na alimentação fora de casa ou com alimentos prontos e semi-prontos em casa em que vários produtos são combinados. Assim, as relações cruzadas da demanda de carne mudaram e ainda as relações do consumo agregado não seriam simétricas.

## 2. MARCO TEÓRICO

As relações econômicas cruzadas entre bens, tratadas na literatura como relações de complementaridade e de substitutibilidade, são abordadas nos livros texto e nos artigos técnicos como pontos de absoluta aceitação. A idéia é simples: bens complementares são aqueles cujos consumos tendem a variar paralelamente, como no caso do café e do açúcar (SANTANA; SILVA, 1998), já os produtos substitutos são aqueles cujo consumo tende a variar em sentido inverso como o café e o chá, o lápis e a caneta e carne bovina e a carne de frango, encontradas para o Brasil até meados dos anos 1980 (FERNANDES *et al.*, 1989) e para o Estado do Pará em período mais recente (SANTANA, 1998a).

Na verdade, embora a idéia de mostrar as relações cruzadas entre bens seja bastante simples, é também muito imprecisa. Quando se fala de bens complementares ou substitutos, compreendem-se dois conceitos distintos: o de complementaridade ou substitutibilidade perfeita e o de complementaridade ou substitutibilidade imperfeita.

A complementaridade perfeita se trata de um consumo realizado em proporções fixas e as curvas de indiferença são retangulares, como o caso do sapato direito e o sapato esquerdo. No caso do consumo do sapato com meia, a complementaridade é imperfeita, uma vez que o sapato pode ser usado sem meia.



Substitutibilidade perfeita se trata de um consumo equiproporcionalmente inverso em que as curvas de indiferença são linhas retas, como no caso dos lápis de cor azul e de cor preta, pelo menos para os consumidores que não se importam com a cor. No caso do consumo de lápis e caneta, a substitutibilidade é imperfeita.

A idéia correta para a identificação econômica de bens complementares é a de que o consumo dos produtos (X e Y) deve variar na mesma direção em resposta a determinadas causas, como, por exemplo, o preço que deve estar identificado antes que qualquer julgamento seja emitido. Isto, entretanto, além de ser uma tarefa difícil pode requerer boa dose de arbitrariedade no processo de determinação correta de tais relações econômicas (SANTANA, 1999).

A definição clássica de complementaridade e de substitutibilidade é dada por Edgeworth (SIMONSEN, 1987). Diz-se que dois bens X e Y são complementares quando, aumentando a quantidade de X, a utilidade marginal de Y aumenta; e são bens substitutos quando, aumentado a quantidade de X a utilidade marginal de Y diminui. Essa definição se processa a partir do sinal da derivada parcial cruzada de segunda ordem de uma função utilidade:

$$U = u(x, y) \quad \text{[função utilidade]}$$

$$U_{xy} = \frac{\partial^2 u}{\partial x \partial y} \quad \text{[derivada parcial cruzada]}$$

se  $U_{xy} > 0$ , os produtos são considerados complementares. Se  $U_{xy} < 0$ , os produtos são considerados substitutos.

A definição tem duas propriedades importantes. A primeira diz respeito à incorporação da idéia intuitiva das relações de complementaridade e de substitutibilidade. A segunda é a propriedade de simetria, apoiada na imposição de que se X é substituto (complementar) de Y, Y também é substituto (complementar) de X.

Nesse aspecto, Hicks encerra o assunto de uma forma tal que ainda hoje é amplamente aceita (SIMONSEN, 1987). Ele afirma que dois produtos são substitutos quando os efeitos de substituição cruzados forem positivos  $(\partial x_i / \partial p_j)_{u=\text{constante}} > 0$  e complementares quando forem negativos,  $(\partial x_i / \partial p_j)_{u=\text{constante}} < 0$ .

Aqui a causa fundamental identificada seria o aumento de um dos produtos, acompanhado de um aumento compensatório de renda para deixar o consumidor sobre a mesma superfície de indiferença.

Didaticamente, tem-se que a demanda de carne se fundamenta na teoria do consumidor e é derivada da solução ótima de um problema de maximização das preferências do consumidor em relação a dado nível de preços e renda, como a seguir:

$$v(p, r) = \max : u(x)$$

$$\text{s.a. } v(p, r)$$

$v(p, r)$  é uma função utilidade indireta e representa a máxima utilidade encontrada para dados níveis de preços  $p$  (vetor de preços dos  $n$  produtos) e renda  $r$  (VARIAN, 1984). Obtém-se a função utilidade indireta, substituindo-se as equações de demanda na função utilidade direta  $u(x)$  de modo a obter-

se:  $v(p, r) = u[x(p, r)]$ . A quantidade “x” que otimiza o problema é tida como aquela que maximiza o desejo do consumidor para todo nível de preços e renda e a função que as relaciona é chamada de função demanda marshalliana, cuja representação é dada por  $x = x(p, r)$ .

Uma propriedade importante da função utilidade indireta é a de estabelecer uma relação entre a função demanda marshalliana (ou demanda ordinária), obtida da maximização da função utilidade sujeita a preços e renda e a demanda hicksiana (ou demanda compensada), derivada a partir da minimização do orçamento do consumidor sujeito à função de utilidade, dada por:  $x_m(p, r) = x_h[p, v(p, r)]$ .

A vantagem dessa identidade se dá porque como a demanda compensada não é diretamente observável, dependendo da utilidade, a demanda ordinária, expressa em termos da renda e dos preços observáveis, pode-se, com o emprego dessa última, realizar as mesmas análises empíricas daquela (SANTANA, 1999).

Os pressupostos atribuídos ao consumidor individual na tentativa de otimizar suas decisões, em geral são válidos para a demanda marshalliana agregada, pelo menos como condição necessária no que se refere aos princípios de continuidade e de homogeneidade de grau zero.

Como a função agregada não herda, necessariamente, as restrições de homogeneidade e simetria de Slutsky, torna-se apropriada para representar as relações cruzadas de demanda do que a demanda compensada, por assumir que os produtos são substitutos, uma vez que

Hicks admitia que os bens tendem a ser mais substitutos do que complementares. Em função disso, vai-se trabalhar com um sistema de demanda agregada marshalliana de carne no Brasil, conforme Santana (1999).

Para finalizar essa abordagem teórica, as relações de substitutibilidade e de complementaridade podem ser ilustradas se tomando uma função de demanda marshalliana definida como a seguir:

$$q_x = f(p_x, p_y, r)$$

em que:  $q_x$ ,  $p_x$ ,  $p_y$  e  $r$  são, respectivamente, a quantidade demandada do produto X, o preço do produto X, o preço do produto Y e a renda dos consumidores (VARIAN, 1984).

Os produtos são substitutos se o efeito cruzado entre X e Y for positivo e complementares se o efeito cruzado entre X e Y for negativo, como a seguir:

Substitutos:  $\frac{\partial q_x}{\partial p_y} > 0$

Complementares:  $\frac{\partial q_x}{\partial p_y} < 0$

No primeiro caso, a demanda de X aumenta quando o preço de Y aumenta e, no segundo caso, a demanda diminui. Nota-se que para o caso de dois produtos, a idéia é facilmente compreendida, porém o conceito é de difícil interpretação em casos mais gerais, quando a situação envolve mais de

dois produtos. Nesse caso, é possível que o produto X seja substituto do produto Z, mas este, por sua vez, pode ser complementar de X, violando a propriedade de simetria.

Carne bovina, carne de frango, carne suína e pescado, como já foram referidos na seção anterior, são as quatro principais fontes de proteínas no Brasil. De início, espera-se que esses produtos sejam substitutos perfeitos, uma vez que ambos são fontes de proteína e podem ser consumidos individualmente (BRANDT, 1980).

Com a nova tendência do consumo que se processa fora de casa, nos restaurantes *self service*, nas redes de *fast food* e nas churrascarias, e do consumo de alimentos prontos e semi-prontos em casa, onde carnes bovina, suíno, peixe e frango são consumidas conjuntamente, o princípio da simetria pode ser violado (SANTANA, 1999). Sendo assim, as duas relações no consumo podem ser encontradas no Brasil.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. ÁREA DE ESTUDO E FONTE DE DADOS**

O Brasil foi a área geográfica delimitada para o estudo em questão em decorrência de grandes transformações que vêm passando no setor agropecuário. O consumo mundial da carne bovina, por exemplo, tem sofrido constantes diminuições devido à competição com a carne de frango e, agregado a isso, os efeitos do “mal da Vaca Louca” (ocorrido na Europa em meados dos anos de 1986) onde o consumo chegou a cair cerca de 50% imediatamente após constatado o problema.

Esse fato possibilitou um aumento das exportações brasileiras para o continente europeu, estimulando os participantes da cadeia a fazerem investimentos na modernização do setor. Isso levou o governo, os pecuaristas, os frigoríficos e os varejistas a tomarem medidas de melhoramentos tecnológicos e de gestão para aumentar a competitividade, aumentando a produtividade e qualidade, gerando garantia na distribuição e comercialização.

Outro item que justifica a escolha do Brasil como área de estudo, está relacionada à grande disponibilidade de espaço físico para criação a custos baixos, não precisando investir em confinamento integral, o que aumentaria o custo (FAVERET, 1996). O exposto não está considerando a possibilidade de esses produtos serem importados.

O Brasil possui um mercado interno potencial para o consumo de alimentos, principalmente de carnes. Os brasileiros têm o hábito de consumir carne e a sua demanda está ligada a fatores tais como preço, qualidade, aspectos nutricionais, preferência, gosto e ainda à restrição orçamentária (CARVALHO, 2007).

Foram consideradas três faixas salariais para o estudo: famílias de renda baixa que correspondem àquelas que recebem até 5 SM; famílias de renda média, correspondente às famílias de 5 até 20 SM; famílias de renda alta, correspondente às famílias que recebem acima de 20 SM.

As carnes escolhidas para o estudo foram a bovina, de frango, suína e pescado, em decorrência das mesmas serem importantes fontes de proteínas para o consumo humano, além de que existem grandes setores da economia preocupados com a mudança de hábitos de consumos dos brasileiros com relação às carnes mencionadas.

Os dados anuais da renda, preços e quantidades de carnes empregados neste trabalho foram obtidos do Anualpec (1998/2006), Agroanalysis (2000) e IBGE (2006). Os dados anuais do índice geral de preços (IGP-Di) foram obtidos de Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas (1980/2006).

a) Conjuntura econômica da FGV: obtiveram-se os dados do PIB *per capita* de 1980 a 2005 e, estimou-se 2006; e de índice Geral de Preços,

Disponibilidade Interna (IGP-Di), de 1980 a 2006. Essa variável foi utilizada para eliminar a inflação dos dados.

b) Anualpec: obtiveram-se os dados de quantidades e preços das carnes bovina, frango, pescado e suína, no período de 1998 a 2006.

c) Agroanalysis da FGV: obtiveram-se de uma edição especial a série de dados de quantidades e preços das carnes bovina, frango, suíno e peixe de 1980 a 2008.

d) IBGE: obtiveram-se informações complementares às séries das demais fontes e os dados da população brasileira de 1980 a 2006.

Para a análise dos resultados estatísticos a margem de segurança para aceitação foi estabelecida em 10% de probabilidade.



### 3.2. MODELO ECONOMÉTRICO

No Brasil, as relações de demanda de carne têm sido estudadas por meio de modelos uni equacionais e modelos simultâneos de oferta e demanda (SILVA *et al.*, 1977; BRANDT, 1980; SANTANA, 1998b). Fernandes *et al.* (1989), por outro lado, empregaram o modelo de Rotterdam<sup>3</sup> para o sistema de demanda de carne, considerando o último estudo geral sobre o tema. Santana (1999) estudou o sistema de demanda de carne por meio de um modelo aparentemente não-relacionado.

Em nível internacional, as análises recentes empregam modelos diferenciados e/ou combinados, envolvendo desde os sistemas de demanda hicksiano, marshalliano, de Rotterdam até o sistema ideal de Deanton (HAYES *et al.*, 1990; MOSCHINI; VISSA, 1993; PARK *et al.*, 1996; PIGGOTT *et al.*, 1996).

Em todos esses trabalhos, a preocupação maior se restringe à análise trivial dos resultados sob o manto da teoria neoclássica e/ou apresentar alguma contribuição ou inovação nas formulações matemáticas dos modelos propostos. Por outro lado, também é geral o desinteresse em investigar as causas econômicas que apóiam algumas evidências que afloram dos resultados de tais pesquisas e contrariam as regras-padrão do jargão teórico. Aqui, pretende-se fazer diferente, iniciando com o estudo dos fatos

---

<sup>3</sup> O modelo de Rotterdam foi desenvolvido por Theil (1965) e Barten (1966) e seu nome se deve ao lugar de origem de seus criadores: Rotterdam, Holanda. De muitas formas, este modelo utiliza logaritmo sem diferenciais.

econômicos para se chegar ao modelo adequado e evidenciar a realidade do mercado brasileiro de carne.

O modelo econométrico proposto para representar as equações de demanda de carne bovina, de frango, suína e pescado, é um sistema de equações aparentemente não-relacionadas, conforme Santana (1999). Uma justificativa para o emprego desse modelo está na hipótese de que o termo de erro de pelo menos uma das equações de demanda de carne está correlacionado com os termos de erros das demais equações. Se a hipótese é verdadeira, a estimação separada de cada equação não considera a informação sobre a correlação mútua dos termos de erro e a eficiência dos estimadores torna-se questionável (KMENTA, 1978).

Supõe-se também que os termos de erro são autocorrelacionados. Essa é outra razão que justifica o emprego do método de mínimos quadrados generalizados (MQG) ao sistema de equações porque aumenta a eficiência dos estimadores.

A especificação geral do sistema de regressões aparentemente não-relacionadas, conhecido na literatura como modelo SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) na forma irrestrita é dado por Greene (1997):

$$Y_i = \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (1)$$

Onde:  $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_M]'$

Com:  $E(\varepsilon) = 0$

$$E(\varepsilon \varepsilon') = V$$

Na equação (1)  $Y_i$  representa o vetor da quantidade demandada pelas carnes em estudo;  $X_i$  representa o vetor das variáveis exógenas correspondentes aos preços das carnes analisadas e também a renda real *per capita* do consumidor brasileiro.

Assume-se que uma amostra de dados com “T” observações é usada para estimar os parâmetros de “M” equações. Cada equação envolve  $K_m$  regressores, de um total de  $K = \sum_{i=1}^M K_i$ . Assumindo que os dados não apresentam violação das hipóteses clássicas do modelo de regressão e as perturbações não estão correlacionadas com as observações. Então:

$$E [\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}] = \sigma_{ij}, \text{ se } t = s, \text{ caso contrário } E [\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}] = 0.$$

$$\text{Então a especificação das perturbações é dado por } E [\varepsilon_i \varepsilon'_j] = \sigma_{ij} I_T.$$

Ou seja:

$$E [\varepsilon \varepsilon'] = V = \begin{bmatrix} \sigma_{11} \mathbf{I} & \sigma_{12} \mathbf{I} & \dots & \sigma_{1M} \mathbf{I} \\ \sigma_{21} \mathbf{I} & \sigma_{22} \mathbf{I} & \dots & \sigma_{2M} \mathbf{I} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{M1} \mathbf{I} & \sigma_{M2} \mathbf{I} & \dots & \sigma_{MM} \mathbf{I} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Cada equação é especificada como no modelo de regressão linear clássico. Com isso, os parâmetros podem ser calculados de modo a serem consistentes, mesmo que não sejam os mais eficientes, por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários. O método dos Mínimos Quadrados Generalizados pode ser aplicado ao modelo geral de equações aparentemente não-relacionadas para gerar estimadores eficientes dos

parâmetros. O sistema de equações pode ser apresentado na forma matricial como em (3).

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix} \quad (3)$$

ou simplesmente:

$$Y_i = \beta.X + \varepsilon \quad (4)$$

Admitindo que o modelo apresenta problema de auto-correlação serial nos resíduos, o modelo pode ser especificado com a seguir:

$$Q_{it} = \beta_i P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_{i1}\varepsilon_{it-1} + \rho_{i2}\varepsilon_{it-2} + \dots + \rho_{ij}\varepsilon_{it-j} + u_{it}$$

$$t = 1, 2, \dots, T; \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t) = \Omega; \quad \varepsilon'_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})$$

$$U_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

em que:

$Q_i$  é vetor de variáveis endógenas, representando as quantidades demandadas das carnes bovina, de frango, suína e de pescado, em kg/pessoa/ano;

$P_i$  é o vetor de variáveis exógenas, representando os preços das carnes bovina, de frango, suína e de pescado, em (R\$/kg), e a renda do consumidor, em (R\$/pessoa/ano);

$\varepsilon_i$  é o vetor de resíduos, geralmente assumindo como independente, mas que, neste caso pode, apresentar correlação cruzada contemporânea entre as equações.

$\rho_i$  é o parâmetro consistente dos termos de erros.

A estimação do modelo SUR é facilmente realizada em três passos, como a seguir (MADDALA, 1988; GREENE, 1997):

1. Estima-se cada equação do modelo SUR por mínimos quadrados ordinários (MQO) e emprega-se o estimador consistente de  $\rho$  para transformar cada equação e corrigir a autocorrelação;
2. Usam-se os resíduos de MQO para estimar a matriz de variância e covariância  $\Sigma$ ;
3. Reestima-se o SUR por MQG, empregando os dados transformados e a matriz  $\Sigma$ .

Inicialmente, não se conhece a matriz de variância e covariância dos termos de erro do SUR, dada por  $\Omega = \Sigma \otimes I$ , mas que pode ser estimada empregando-se os valores obtidos na estimação de MQO para a matriz

$\hat{\sigma}_{ij}$  que é o estimador de  $\Sigma$  (GREENE, 1997).

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2M} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Assim  $V = \Sigma \cdot I$

e  $V^{-1} = \Sigma^{-1} \cdot I$

$$\Sigma = \hat{\sigma}_{ij} = \hat{S}_{ij} = ((\varepsilon_t, \varepsilon'_t) / \max(T_i, T_j)) \quad (7)$$

$$\sigma_{ij}(\varepsilon) = \frac{\sigma_{ij}}{1 - r_i r_j}$$

onde  $r_i$  e  $r_j$  são estimadores consistentes de  $\rho_i$ .

O vetor  $\beta$  de MQG é dado por:

$$\beta_{\text{MQG}} = (P' (\Sigma^{-1} \otimes I) \cdot P)^{-1} \cdot (P' (\Sigma^{-1} \otimes I) \cdot Q)^{-1} \quad (8)$$

Onde: P é o vetor preços e Q é o vetor quantidades.

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \sigma^{11} P'_1 P_1 & \sigma^{12} P'_1 P_2 & \dots & \sigma^{1M} P'_1 P_M \\ \sigma^{21} P'_2 P_1 & \sigma^{22} P'_2 P_2 & \dots & \sigma^{2M} P'_2 P_M \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma^{M1} P'_M P_1 & \sigma^{M2} P'_M P_2 & \dots & \sigma^{MM} P'_M P_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^M \sigma^{1j} P'_1 Q_j \\ \sum_{j=1}^M \sigma^{2j} P'_2 Q_j \\ \dots \\ \sum_{j=1}^M \sigma^{Mj} P'_M Q_j \end{bmatrix} \quad (9)$$

A matriz de covariância assintótica para o estimador é a matriz inversa dentro de  $\hat{\beta}$ . Todos os resultados do MQG podem ser aplicados a esse modelo.

Neste trabalho, presumiu-se que  $\Sigma$  é desconhecido, o que é habitual. Assim, utilizou-se para a aplicação do MQO os estimadores dos resíduos de MQO para calcular a consistência dos elementos de  $\Sigma$  por intermédio de:

$$\hat{\sigma}_{ij} = S_{ij} = \frac{\varepsilon'_i \varepsilon_j}{T} \quad (10)$$

A consistência de  $S_{ij}$  segue, ocasionalmente, alguns graus corrigidos de liberdades no divisor. As possibilidades são (GREENE, 1997):

$$1) S^*_{ij} = \frac{\varepsilon'_i \varepsilon_j}{[(T - K_i)(T - K_j)]^{\frac{1}{2}}} \quad (11)$$

$$2) S^{**}_{ij} = \frac{\varepsilon'_i \varepsilon_j}{T - \max(K_i, K_j)} \quad (12)$$

O segundo é imparcial se for satisfeita a igualdade  $i = j$ . Considerando que o primeiro só é imparcial se  $i$  é igual ao  $j$ . As propriedades assintóticas de  $\hat{\beta}$  não confiam em um estimador imparcial de  $\Sigma$ .

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1M} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2M} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ S_{M1} & S_{M2} & \dots & S_{MM} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Uma medida de ajustamento do sistema foi proposta por McElroy (*apud* GREENE, 1977).

$$R_*^2 = 1 - \frac{\hat{\varepsilon}' \hat{V}^{-1} \hat{\varepsilon}}{\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{ij} \left[ \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \bar{Y}_i)(Y_{jt} - \bar{Y}_j) \right]} \quad (14)$$

Um valor para a matriz traço (MT: Dimensão especificada da matriz demanda) igual a 100, para o numerador de  $R_*^2$ , poderia parecer estranho.

Mas combinando as equações anteriores, pode-se ver que a matriz  $\hat{V}$  é calculada usando  $\hat{\varepsilon}$  e a quantidade no numerador é dada por:

$$T \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{ij} \hat{\sigma}_{ij} = T.tr \left( \sum_{i=1}^M \hat{\sigma}^{ij} \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}_{ij} \right) = T.tr(I_M) = MT \quad (15)$$

O denominador também pode ser de certo modo simplificado, facilitando com isso a computação.

$$T \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{ij} S_{YY,ij} = T.tr \left( \sum_{i=1}^M \hat{\sigma}^{ij} S_{YY} \right) \quad (16)$$



$$\text{Onde: } [S_{YY}]_{mn} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_{it} - \bar{Y}_i)$$

Fazendo as combinações entre todas as expressões, obtém-se:

$$R_*^2 = 1 - \frac{M}{\text{tr}\left(\hat{\sum}^{-1} S_{YY}\right)} \quad (17)$$

A vantagem dessa formulação se dá porque ela envolve matrizes  $M \times M$  que são tipicamente pequenas, considerando que  $\hat{V}$  é  $MT \times MT$ . No caso,  $M$  igual a 4 representando o número de equações e  $T$  igual a 27 representando o número de observações.

Para testar a hipótese sobre  $\beta$ , uma estatística análoga à relação de  $F$  nas análises de regressões múltiplas é:

$$F[J, MT-K] = \frac{\left(R \hat{\beta} - q\right)' \left[R(X'V^{-1}X)^{-1}R'\right]^{-1} \left(R \hat{\beta} - q\right) / J}{\frac{\hat{\beta}' \hat{V}^{-1} \hat{\varepsilon}}{MT - K}} \quad (18)$$

O cálculo requer o  $V$  desconhecido. Se for inserido  $\hat{V}$  estimado por MQG baseado em (10) usando o resultado em que o denominador converge para 1, a estatística terá o comportamento análogo ao da equação.

$$\hat{F} = \frac{1}{J} \left( R \hat{\beta} - q \right)' \left[ R \hat{Var} \left[ \hat{\beta} \right] R' \right]^{-1} \left( R \hat{\beta} - q \right) \quad (19)$$

Isso pode ser consultado nas tabelas de padrões de F, pois é usado o  $\Sigma$  estimado, mesmo com os distúrbios normalmente distribuídos, a distribuição F é válida aproximadamente. Geralmente, a estatística F[j,n] converge para  $\frac{1}{j}$  vezes um qui-quadrado [j] quando “n” tende ao infinito. Então, uma alternativa ao teste de estatística que é assintoticamente distribuída como qui-quadrado com “J” graus de liberdade é

$$J \hat{F} = \left( R \hat{\beta} - q \right)' \left[ R \hat{Var} \left[ \hat{\beta} \right] R' \right]^{-1} \left( R \hat{\beta} - q \right) \quad (20)$$

Isso é conhecido como a estatística de Wald que calcula a distância entre  $R \hat{\beta}$  e q. Ambas as estatísticas são válidas assintoticamente, mas (19) pode funcionar melhor num modelo menor ou moderado. Mais uma vez, o divisor usado no cálculo de  $\hat{\sigma}_{ij}$  fará a diferença, e não a regra geral.

Mínimo Quadrado Generalizado: estimativas de um modelo de Regressão Aparentemente Não-Relacionado:

$$\lambda_{LR} = T \left[ \sum_{i=1}^M \ln s_i^2 - \ln \left| \hat{\Sigma} \right| \right], \quad (21)$$

$$\text{onde: } s_i^2 = \frac{\varepsilon' \varepsilon_m}{T}$$

Uma sugestão alternativa foi proposta por Breusch e Pagan no ano de 1980 (*apud* GREENE, 1997), que é o multiplicador estatístico de Lagrange:

$$\lambda_{\text{LM}} = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2, \quad (22)$$

$$\text{onde } r_{ij} \text{ é o estimador de correlação: } \frac{s_{ij}}{[s_{ii} s_{jj}]^{1/2}}$$

A estimação do vetor  $\beta$  por MQG, realizada por meio do *software Eviews*, combina os dois sistemas de equações em outro sistema não-linear, como a seguir:

$$Q_{it} = P_{it}\beta_i + \rho_{it} (Q_{it-1} - P_{it-1}\beta_i) + \dots + \rho_{it}(Q_{it-j} - P_{it-j}\beta_i) + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

A cada passo, o *Eviews* estima a equação por mínimos quadrados não-lineares (MQNL) para a obtenção da matriz de variância e covariância dos resíduos, construir a matriz  $\Sigma$  e completar a primeira interação. O processo continua até que todos os coeficientes converjam. A estimação é

feita pelo método de máxima probabilidade verossimilhança com informação plena.

Antes do SUR ser estimado, as hipóteses de simetria das elasticidades-preço e de homogeneidade de grau um para as elasticidades-renda e de grau zero para as elasticidades-preço e renda foram testadas. Deve ficar claro que tais propriedades não são requisitos obrigatórios para o sistema de demanda agregada, daí a necessidade do teste (SANTANA, 1999).

**Hipótese da Simetria:**

$$H_0: \eta_{ij} = \eta_{ji}$$

$$H_a: \eta_{ij} \neq \eta_{ji} \quad ; \quad i \neq j \quad (i, j = \text{boi, frango, suíno, peixe})$$

**Hipótese de Homogeneidade de Renda:**

$$H_0: \sum \eta_{ri} = 1$$

$$H_a: \sum \eta_{ri} \neq 1$$

**Hipótese de Homogeneidade de Elasticidade-preço e Renda:**

$$H_0: \sum_{j=1}^n \eta_{ij} + \eta_{ri} = 0$$

$$H_a: \sum_{j=1}^n \eta_{ij} + \eta_{ri} \neq 0$$

Onde  $\eta_{ij}$  e  $\eta_{ri}$  representam as elasticidades-preço e renda, respectivamente.

O SUR, incluindo tais restrições, é chamado de modelo restrito e, sem as restrições, de modelo irrestrito. Antes de estimar o modelo restrito, as hipóteses de simetria e de homogeneidade foram submetidas ao teste de Wald (JUDGE *et al.*, 1985; GREENE, 1997) para aferir sua conveniência.

As hipóteses nulas e alternativas a serem testadas podem ser apresentadas da seguinte maneira:

$$H_0: R\beta = r$$

$$H_a: R\beta \neq r$$

O vetor  $R$  tem dimensão  $(m \times k)$  e o vetor  $r$  tem dimensão  $(m \times 1)$ , em que  $m$  é o número de restrições e  $k$  é o número de parâmetros das equações. Na hipótese da restrição de simetria,  $m$  é igual a 4 e na restrição de homogeneidade,  $m$  é igual a 1.

A estatística de Wald é dada por Judge *et al.* (1985):

$$\lambda_{ir} = \frac{\left[ (e_r'' \cdot \Omega^{-1} \cdot e_r) - (e_i' \cdot \Omega^{-1} \cdot e_i) \right]}{\sigma_i^2} \xrightarrow{d} \chi_{(m)}^2 \quad (24)$$

onde:

$$e_r = Q - P\beta_r ; \quad \text{relativo ao modelo restrito}$$

$$e_i = Q - P\beta_i ; \quad \text{relativo ao modelo irrestrito}$$

O sistema de equações da demanda marshalliana de carne estimado para o Brasil, no período de 1980 a 2006, incluiu uma variável *dummy* (VD)<sup>4</sup> para captar o efeito sazonal entre os períodos de safra e entressafra, e os termos de erro auto-regressivos *AR*(i) foram apresentados na forma de duplo logarítmico.

O modelo SUR para as equações de demanda, expresso na forma matricial, é dado por:

$$\begin{bmatrix} \ln QCB_t \\ \ln QCF_t \\ \ln QCS_t \\ \ln QCP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \alpha_{30} \\ \alpha_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{14} & \eta_{1r} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{24} & \eta_{2r} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{34} & \eta_{3r} \\ \eta_{41} & \eta_{42} & \eta_{43} & \eta_{44} & \eta_{4r} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \ln PCB_t \\ \ln PCF_t \\ \ln PCS_t \\ \ln PCP_t \\ \ln RD_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \\ \varphi_4 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} VD \\ AR(i) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

As variáveis endógenas são representadas por:

QPEIXE: quantidade de pescado, em kg/hab, no ano t;

QFRANGO: quantidade de carne de frango, em kg/hab, no ano t;

QBOI: quantidade de carne bovina, em kg/hab, no ano t;

QSUINO: quantidade de carne de suíno, em kg/hab, no ano t.

As variáveis exógenas são representadas por:

PPEIXE: preço real do kg do pescado, em R\$/kg, no ano t;

PFRANGO: preço real do kg da carne de frango, em R\$/kg, no ano t;

PBOI: preço real do kg da carne bovina, em R\$/kg, no ano t;

---

<sup>4</sup> A variável *dummy*, binária ou artificial representa dados de natureza qualitativa.

PSUINO: preço real do kg da carne de suíno, em R\$/kg, no ano  $t$ ;

RENDA: renda real *per capita* da população brasileiras, em R\$/hab,  
no ano  $t$ ;

A estimação desse modelo está sujeita aos testes de hipóteses estatísticos de autocorrelação serial dos termos de erro de cada equação de demanda participante do sistema, bem como das hipóteses de simetria e homogeneidade.

## 4. RESULTADOS

Os resultados para os testes estatísticos de autocorrelação serial e das hipóteses de simetria e homogeneidade, realizados tendo em vista especificar melhor o modelo SUR, proposto para estimação do sistema de demanda de carnes no Brasil, no período de 1980 a 2006, são apresentados nesta seção. Na seqüência são analisados os resultados do modelo SUR completo.

Os resultados a seguir foram obtidos a partir de uma base de dados contendo uma série temporal com 27 observações, cujas variáveis endógenas são: QPEIXE, QFRANGO, QBOI e QSUINO, mensuradas em kg/hab/ano, e as variáveis exógenas são: PPEIXE, PFRANGO, PBOI e PSUINO, mensuradas em R\$/kg, e a renda *per capita* em R\$/hab/ano.

### 4.1. TESTES DE HIPÓTESES

Inicialmente, os estudos empíricos de demanda eram caracterizados pelo extensivo uso de técnicas de uma equação centradas na mensuração de elasticidades. Isso ocorria em decorrência das medidas de elasticidades possuírem um grande apelo por serem facilmente compreendidas, serem adimensionais e diretamente medidas como parâmetros de equações de regressões lineares na forma logarítmica dos preços e dos gastos (DEATON; MUELLBAUER, 1988).



A vantagem dessa abordagem é sua flexibilidade em termo das formas funcionais das equações a serem estimadas, podendo variar de acordo com os produtos e as categorias de consumos considerados, sendo a homogeneidade a única restrição teórica com conseqüência imediata nesses modelos (DEATON; MUELLBAUER, 1988). Um papel mais relevante da teoria econômica foi revelado na medida em que a evolução da análise empírica de demanda se moveu na direção do esforço da estimação dos sistemas de demanda.

Com a introdução dos preços, as propriedades das funções de demanda, homogeneidade, simetria e negatividade, passam a ter, então, a possibilidade de serem testadas empiricamente e, em alguns casos, impostas nos momentos de estimar as equações pertencentes aos sistemas de demanda.

A propriedade de simetria diz respeito ao fato de que a derivada da função de demanda Hicksiana pelo bem  $i$  em relação ao preço do bem  $j$  é idêntica à derivada da função de demanda Hicksiana pelo bem  $j$  em relação ao preço do bem  $i$ . Formalmente, tem-se:

$$\begin{aligned} \partial h_i(u, p) &= \partial c(u, p) / \partial p_i, \text{ para todo } i \neq j (i, j = 1, 2, \dots, n) \\ \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} &= \frac{\partial^2 c(u, p)}{\partial p_j \partial p_i} = \frac{\partial^2 c(u, p)}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial h_j(u, p)}{\partial p_i} \end{aligned} \quad (25)$$

A negatividade resulta diretamente da propriedade das derivadas, em que a matriz  $n \times n$  de substituição de Slutsky, denominada S, formada pelos

elementos  $\partial h_i(u, p) / \partial p_j = S_{ij}$ , é uma matriz de derivadas segundas de uma função côncava, sendo, portanto, negativa semi-definida. As propriedades de simetria e de negatividade, em conjunto, determinam que a matriz S é simétrica e negativa semi-definida.

As restrições de simetria e negatividade são derivadas da existência de preferências consistentes, consequência direta dos axiomas da escolha racional por parte dos consumidores. Adicionalmente, sendo violada a propriedade de negatividade, o comportamento observado representa que os custos incorridos pelos agentes não foram inteiramente minimizados ou, de forma equivalente, que a utilidade não foi maximizada (DEATON; MUELLBAUER, 1988).

Os resultados da Tabela 5 mostram que a hipótese de simetria foi rejeitada, revelando que a demanda agregada não está presa a tais pressupostos e que tais propriedades, apresentadas na teoria, embora sejam uma condição suficiente para a demanda individual, constituem apenas uma condição necessária para determinação da função demanda agregada.

Supõe-se que essa assimetria indica, também, que variações no preço de uma das carnes estudadas, poderão ocorrer alterações no preço em outra carne de forma lenta e de uma outra de forma mais rápida. Tal resultado corrobora com a hipótese deste trabalho.

Tabela 5: Resultados do teste de Wald para restrição de simetria do sistema de demanda agregada de carne – Brasil – (1980 – 2006).

Teste Estatístico	Valor	df	Prob.
Chi-quadrado	42,41379	6	0,0000

Resumo da Hipótese Nula:

Restrições Normalizada (=0)	Valor	Erro Padrão
C(12) – C(21)	0,254807	0,115688
C(13) – C(31)	0,198701	0,109351
C(14) – C(41)	-0,171442	0,071888
C(23) – C(32)	0,260804	0,190342
C(24) – C(42)	-0,206399	0,130575
C(34) – C(43)	-0,379304	0,133028

**Hipótese da Simetria:**

$$H_0: \eta_{ij} = \eta_{ji}$$

$$H_a: \eta_{ij} \neq \eta_{ji} \quad ; \quad i \neq j \quad (i, j = \text{boi, frango, suíno, peixe})$$

As restrições dos coeficientes são lineares

---

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

A homogeneidade das funções da procura é definida quando está assegurada a existência e a unicidade da posição de equilíbrio do

consumidor, incorre, portanto, que o consumo de diversos bens será função dos preços das diversas mercadorias e da renda do consumidor.

Uma propriedade importante dessas funções é a sua homogeneidade de grau zero em relação às suas variáveis, isto é,  $f_i(p_1, p_2, \dots, p_n, R) = f_i(\lambda p_1, \lambda p_2, \dots, \lambda p_n, \lambda R)$ . Isso significa que a posição de equilíbrio do consumidor não se altera quando todos os preços e a sua renda forem multiplicados por qualquer fator positivo  $\lambda$  (SIMONSEN, 1987). Segue, ainda, que a soma algébrica das elasticidades do consumo de um bem em relação aos preços dos diversos bens e à renda é igual a zero.

Henderson e Quandt (1958) inferem que numa restrição relevante e empiricamente testável sobre o comportamento do consumidor, em termos de renda real, não se comportará como se estivesse mais rico (ou mais pobre) se sua renda e os preços se elevarem na mesma proporção.

Uma elevação na renda do consumidor é desejável, *ceteris paribus*, mas seus benefícios são ilusórios se os preços variarem proporcionalmente. Essas variações proporcionais deixam seu comportamento inalterado desde que não exista “ilusão monetária”. Ou seja, se o consumidor possuir moeda entesourada pode se sentir mais rico apesar de uma queda proporcional nos preços das mercadorias e da renda, uma vez que aumenta o poder de compras de seu dinheiro até então guardado. Consequentemente, ele pode aumentar sua demanda por mercadorias. Trata-se do efeito de equilíbrio real.

As Tabelas 6 e 7 apresentam as restrições de homogeneidade de grau zero para as elasticidades-preço e renda e de grau um para elasticidade-

renda, respectivamente. Em ambos os casos a hipótese de homogeneidade foi aceita.

Tabela 6: Resultados do teste de Wald para restrição de homogeneidade de grau zero do sistema de demanda agregada de carne – Brasil – (1980 – 2006).

Teste Estatístico	Valor	df	Prob.
Chi-quadrado	0,074034	1	0,7856

Resumo da Hipótese Nula:

Restrições Normalizada (=0)	Valor	Erro Padrão
C(11) + C(15) + C(22) + C(25) + C(33) + C(36) + C(44) + C(45)	0,086262	0,317031

**Hipótese de Homogeneidade de Elasticidade-preço e Renda:**

$$H_0: \sum_{j=1}^n \eta_{ij} + \eta_{ri} = 0$$

$$H_a: \sum_{j=1}^n \eta_{ij} + \eta_{ri} \neq 0$$

Restrições dos Coeficientes são lineares

---

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

Tabela 7: Resultados do teste de Wald para restrição de homogeneidade de grau um do sistema de demanda agregada de carne – Brasil – (1980 -2006).

Teste Estatístico	Valor	df	Prob.
Chi-quadrado	2.114799	1	0.1459

Resumo da Hipótese Nula:

Restrições Normalizada (=0)	Valor	Erro Padrão
$-1 + C(15) + C(25) + C(35) + C(45)$	0,411056	0,282661

**Hipótese de Homogeneidade de Renda:**

$$H_0: \sum \eta_{ri} = 1$$

$$H_a: \sum \eta_{ri} \neq 1$$

Restrições dos Coeficientes são lineares

---

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

A seguir, apresentam-se os resultados para o sistema de regressão aparentemente não-relacionadas (SUR).

Os resultados que são apresentados nas Tabelas 8, 9, 10 e 11 foram obtidos da estimação do sistema de demanda agregada marshalliana de carnes.

## 4.2. DEMANDA DA CARNE DE PESCADO

Na Tabela 8, os sinais dos parâmetros da demanda do pescado estão coerentes com a teoria do consumidor e diferentes de zero a 10% de probabilidade, exceto os preços das carnes de frango e suína.

Tabela 8: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de pescado – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
C(10)	4,690919	1,589433	2,951316	0,0042
C(11)	-0,326718	0,071084	-4,596215	0,0000
C(12)	0,175975	0,108539	1,621305	0,1091
C(13)	0,003922	0,097922	0,040056	0,9682
C(14)	-0,090411	0,060860	-1,485557	0,1416
C(15)	-0,283059	0,169366	-1,671282	0,0988
C(16)	0,926369	0,084923	10,90836	0,0000

**Equação:**  $\text{LOG}(Q\text{PEIXE}) = C(10) + C(11)*\text{LOG}(P\text{PEIXE}) + C(12)*\text{LOG}(P\text{FRANGO}) + C(13)*\text{LOG}(P\text{BOI}) + C(14)*\text{LOG}(P\text{SUINO}) + C(15)*\text{LOG}(\text{RENDA}) + [\text{AR}(1) = C(16)]$

Observações: 26

R-quadrado	0,870360	Média da variável dependente	1,799331
R-quadrado ajustado	0,829420	Desvio padrão da Var depend	0,153527
S.E. da regressão	0,063408	Soma de quadrado residual	0,076392
Durbin-Watson-d	1,163499		

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

Os parâmetros estimados indicam que um aumento de preço no pescado, na carne de frango e na renda *per capita* do consumidor, leva a uma redução nas quantidades demandadas e a um aumento e a uma redução no pescado, respectivamente. Nos casos das carnes bovina e suína, a não significância dos parâmetros mostra que o consumidor de pescado foi indiferente a essas carnes.

O poder explicativo das variáveis exógenas, avaliado pelo coeficiente de determinação ajustado, foi da ordem de 0,8294, na equação de demanda da carne de pescado que é considerado alto. Indica que 82,94% das variações na demanda da carne pescado são explicadas simultaneamente pelas variações das variáveis exógenas. Como o modelo foi estimado em logaritmos naturais, as elasticidades podem ser lidas diretamente dos resultados da Tabela 8.

A elasticidade-preço na ordem de -0,327 para a carne de pescado significa que a demanda da carne de pescado é inelástica a preço. Para variações de 10% no preço da carne pescado, a quantidade demandada tende a variar em sentido contrário cerca de 3,27%, *ceteris paribus*.

A elasticidade-renda está representada pelo coeficiente -0,283, indicando que variações de 10% na renda dos consumidores produzem reduções na ordem de 2,83% na demanda da carne de pescado. Portanto, a carne de pescado foi um bem inferior no período analisado. Essa análise está evidenciada nas Tabelas 2 e 3 nos gastos de alimentação das famílias brasileiras, segundo a classe de renda, mostrando que o percentual de



participação com os gastos da carne de pescado diminui na medida em que a renda aumenta. O preço da carne de frango apresenta um coeficiente de 0,176 indicando que variações de 10% nesse preço, implicará um aumento de 1,76% no consumo de pescado.

A carne de frango se revelou como um bem substituto da carne de pescado no período analisado, enquanto as carnes de bovina e suína se mantiveram indiferentes à carne de pescado.

O coeficiente para a estatística de Durbin-Watson na ordem de 1,1634 indica ausência de auto-correlação nos resíduos.

O Brasil, apesar de apresentar condições favoráveis à criação de pescado, ainda é muito tímida a participação deste produto nos mercados interno e externo. Atualmente, as exportações mundiais de pescado representam um mercado de grande dimensão, cerca de US\$ 55,5 bilhões/ano, e o Brasil participa com pouco mais de US\$ 400 milhões/ano (SANTOS, 2005). O país ocupa a 25ª posição como produtor mundial de pescado. China, Japão, Peru, Estados Unidos e Chile, juntos, são responsáveis por 44,15% da produção mundial de pescado.

A produção nacional de pescado no período de 1960 a 1985 foi marcada por um crescimento expressivo. No ano de 1985, chegou-se a uma produção superior a 971 mil toneladas. A partir desse ano ocorreram contínuas quedas na produção. Só em meados dos anos 1990 a produção voltou a crescer a uma taxa de 4,54% ao ano. Atualmente, o Estado do Pará

é o maior produtor de pescado no Brasil, respondendo por 63% da produção da Região Norte e 15,5% da produção nacional (SANTOS, 2005).

Mesmo tendo a produção de pescado voltado a crescer, o estudo aponta o pescado como um bem inferior e isso se deve a alguns fatores verificados tais como alto preço, sendo o segundo maior dos produtos analisados, a falta de desenvolvimento de alimentos prontos e semi-prontos e políticas públicas que estimulem a comercialização no mercado interno, e ainda os preços para o mercado internacional são bem mais atrativos para os produtores desse produto (SANTOS, 2005).

#### **4.3. DEMANDA DA CARNE DE FRANGO**

Os resultados da demanda da carne de frango estão na Tabela 9. Os sinais dos parâmetros, apesar de estarem de acordo com a teoria do consumidor, não apresentaram significância estatística a 10% de probabilidade com relação ao preço da carne de frango, indicando ser um produto perfeitamente inelástico a preço.

Tabela 9: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne de frango – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
C(20)	-3,26880	0,923204	-3,540711	0,0007
C(21)	-0,078832	0,039660	-1,987689	0,0505
C(22)	-0,081105	0,113224	-0,716322	0,4760
C(23)	0,207436	0,116175	1,785541	0,0782
C(24)	-0,243560	0,079898	-3,048383	0,0032
C(25)	0,495470	0,111115	4,459079	0,0000
C(26)	0,700580	0,051385	13,63391	0,0000
C(27)	-0,416352	0,184132	-2,261156	0,0266

**Equação:**  $\text{LOG(QFRANGO)} = C(20) + C(21)*\text{LOG(PPEIXE)} + C(22)*\text{LOG(PFRANGO)} + C(23)*\text{LOG(PBOI)} + C(24)*\text{LOG(PSUINO)} + C(25)*\text{LOG(RENDA)} + C(26)*\text{LOG(QFRANGO}(-1) + [\text{AR}(1) = C(27)]$

Observações: 25

R-quadrado	0,990023	Média da variável dependente	2,919318
R-quadrado ajustado	0,985915	Desvio padrão da Var depend	0,506402
S.E. da regressão	0,060099	Soma de quadrado residual	0,061402
Durbin-Watson-d	2,200903		

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

Os demais coeficientes são significativos estatisticamente a 10% de probabilidade, indicando que a demanda de carne de frango varia inversamente com os preços das carnes de pescados e suína e diretamente

com a carne bovina, com a renda *per capita* do consumidor e com a quantidade de carne frango do ano anterior.

O poder explicativo das variáveis exógenas, avaliado pelo coeficiente de determinação ajustado é na ordem de 0,9859, na equação de demanda da carne de frango, mostrando alto poder explicativo. Isso indica que 98,59% das variações da quantidade demandada da carne de frango são explicadas simultaneamente pelas variações das variáveis exógenas.

A elasticidade-renda, no curto prazo, apresenta um resultado para carne de frango na ordem de 0,495, indicando que variações de 10% na renda dos consumidores, produzem incrementos de 4,96% na demanda da carne de frango. Isso demonstra que a carne de frango é considerada um bem normal.

A elasticidade-cruzada entre as carnes de frango e de pescado, no curto prazo, na ordem de -0,079 mostra que variações de 10% no preço da carne de pescado, implica numa redução na ordem de 0,79% na demanda de carne de frango, o mesmo ocorre para a elasticidade-cruzada entre as carnes de frango e suína, cujo coeficiente é igual a -0,244, sendo nesse caso a redução da demanda pela carne de frango é da ordem de 2,44%. Já com relação à elasticidade-cruzada entre as carnes de frango e bovina, o coeficiente é 0,207 o que implica que variações de 10% no preço da carne bovina causaria um aumento no consumo da carne de frango da ordem de 2,07%, *ceteris paribus*.

O valor de 2,2009 para a estatística de Durbin-Watson indica ausência de auto-correlação serial.

Na equação de demanda da carne de frango, foi utilizado o consumo do ano anterior para determinar a elasticidade de ajustamento de longo prazo da demanda, que depende fortemente dos valores mais recentes da série estudada. O coeficiente de ajustamento no longo prazo na ordem de 0,10 significa que serão necessários cerca de 6 anos e meio para que 90% do ajustamento em longo prazo sejam atingidos.

Para chegar a esses resultados, usou-se o ajustamento de Nerlove (*apud* SANTANA, 1998) cuja elasticidade de ajustamento parcial é calculada por:

$$\theta = (1 - C26) \quad (26)$$

$$\theta = 0,2994$$

onde  $C26 = 0,7006$  (Tabela 9).

Para a obtenção da equação no longo prazo (27), dividiu-se os valores dos parâmetros  $C20 = -3,2688$ ,  $C21 = -0,0788$ ,  $C22 = 0,0811$ ,  $C23 = 0,2074$ ,  $C24 = -0,2435$  e  $C25 = 0,4954$ , por  $\theta = 0,2994$ :

$$\begin{aligned} \text{LOG(QFRANGO)} = & -10,914 - 0,263\text{LOG(PPEIXE)} - 0,271\text{LOG(PFRANGO)} + \\ & 0,690\text{LOG(PBOI)} - 0,812\text{LOG(PSUINO)} + 1,652\text{LOG(RENDA)} \quad (27) \end{aligned}$$

O ajustamento entre o curto e o longo prazo leva certo tempo. A determinação desse período de tempo necessário para que cerca de 90% do ajustamento em longo prazo, seja atingido, foi obtido aplicando a fórmula (28):

$$(1 - \theta)^t = \alpha \quad (28)$$

onde  $\alpha$  é o nível de ajustamento que falta para atingir o pleno equilíbrio, e nesse caso  $\alpha$  foi de 10%. Aplicando logaritmo nos dois lados da igualdade em (28), vem:

$$\text{Ln}(1 - 0,2994)^t = \text{Ln}0,1$$

$$t = 6,5 \text{ anos (aproximadamente)}$$

A seguir são mostradas as elasticidades no longo prazo para a demanda da carne de frango. As elasticidades-preço, no longo prazo, apresentaram-se mais elásticas a preço do que no curto prazo e isso é respaldado pela teoria econômica.

A elasticidade-cruzada, no longo prazo, entre as carnes de frango e pescado na ordem de -0,263, indica que acréscimos de 10% no preço da carne de pescado, implicariam uma redução na ordem de 2,63% na demanda de carne de frango, o mesmo ocorre para a elasticidade-cruzada entre as carnes de frango e suína, cujo coeficiente é igual a -0,812, sendo que, nesse caso, a redução da demanda pela carne de frango é de 8,12%. Já com relação à elasticidade-cruzada entre as carnes de frango e bovina é 0,690,

indica que acréscimos de 10% no preço da carne bovina causariam um aumento no consumo da carne de frango da ordem de 6,90%, *ceteris paribus*.

Com relação à elasticidade-renda, no longo prazo, o coeficiente de 1,652 indica que se o consumidor tiver um aumento de 10% na sua renda ampliará sua demanda pela carne de frango relativamente em 16,52%, implicando que a carne de frango tende a se tornar um bem de luxo. Ainda se pode inferir que, em relação à carne de frango, as carnes de pescado e suína são complementares e a carne bovina é substituta.

A carne de frango desponta como líder do mercado consumidor e isso se deve ao fato de que a indústria do frango está preocupada em oferecer produtos diferenciados ao consumidor, principalmente quanto à sua forma de apresentação: em cortes, congelados e resfriados, empanados, temperados e em miniaturas. O objetivo principal é fornecer ao consumidor praticidade na hora de adquirir e preparar a carne de frango.

Os resultados obtidos demonstram que a cadeia avícola continua implementando estratégias de diferenciação para obtenção de vantagem competitiva. A indústria do frango apresenta um adiantado desenvolvimento tecnológico no segmento de produção, abate e processamento. Apesar de os resultados apontarem uma ligeira queda na quantidade consumida para os próximos períodos na ordem de 0,4163 kg/hab (27), a rivalidade intensa dos concorrentes tende a estimular o uso de estratégias para agregar valor ao produto e, conseqüentemente, ampliar margens.

Isso, possivelmente, servirá de estímulo para as demais cadeias na busca da especificidade dos seus produtos, promovendo mudanças importantes aos aspectos valorizados pelos consumidores.



#### 4.4. DEMANDA DA CARNE BOVINA

A Tabela 10 apresenta os resultados da estimativa dos parâmetros da equação de demanda da carne bovina.

Tabela 10: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne bovina – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
C(30)	-2,539859	1,246196	-2,038089	0,0451
C(31)	-0,194780	0,051650	-3,771126	0,0003
C(32)	-0,053367	0,154698	-0,344978	0,7311
C(33)	0,032132	0,159882	0,200976	0,8413
C(34)	-0,150686	0,093707	-1,608051	0,1120
C(35)	0,738482	0,145520	5,074775	0,0000
C(36)	-0,165025	0,044132	-3,739315	0,0004

**Equação:**  $\text{LOG(QBOI)} = C(30) + C(31)*\text{LOG(PPEIXE)} + C(32)*\text{LOG(PFRANGO)} + C(33)*\text{LOG(PBOI)} + C(34)*\text{LOG(PSUINO)} + C(35)*\text{LOG(RENDA)} + C(36)*\text{DB}$

Observações: 27

R-quadrado	0,875361	Média da variável dependente	3,413513
R-quadrado ajustado	0,837969	Desvio padrão da Var depend	0,181541
S.E. da regressão	0,073076	Soma de quadrado residual	0,106802
Durbin-Watson-d	1,974631		

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

O coeficiente de elasticidade-preço da carne bovina não é estatisticamente significativo a 10% de probabilidade, levando-se a crer que a demanda da carne bovina é perfeitamente inelástica a preço.

O poder explicativo das variáveis exógenas, avaliado pelo coeficiente de determinação ajustado, é da ordem de 0,8380, na equação de demanda da carne bovina, indicando que 83,80% das variações da quantidade demandada da carne bovina são explicadas pelas variações das variáveis exógenas.

Com exceção do coeficiente do preço da carne de frango, os demais coeficientes são significativos estatisticamente a 10% de probabilidade, indicando que a quantidade de carne bovina varia inversamente com os preços das carnes de pescado e suína e diretamente com a renda *per capita* do consumidor. O consumidor da carne bovina se manteve indiferente à carne de pescado que se revelou substituta das carnes de frango e suíno.

A elasticidade-cruzada entre as carnes bovina e pescado igual a - 0,195 demonstra que acréscimos de 10% no preço da carne de pescado induz uma redução na ordem de 1,95% na demanda da carne bovina, *ceteris paribus*.

Um incremento na renda dos consumidores induz a um aumento na demanda da carne bovina, os coeficientes de preços das carnes de frango, bovina e suína foram iguais a zero estatisticamente com 10% de probabilidade.

A elasticidade-renda apresenta como resultado para a carne bovina um coeficiente na ordem de 0,738, significando que acréscimos de 10% na renda do consumidor produzem incrementos na ordem de 7,38% na demanda da carne bovina indicando que a carne bovina é um bem normal.

Nesse modelo, foi introduzida uma variável *dummy* “DB” para se analisar o período de 1999 a 2006. O resultado para “DB” igual a -0,1650 mostra que a demanda da carne bovina, durante o período de 1999 a 2006, em média foi 16,50% inferior ao período 1980 a 1998.

Já o coeficiente da semi-elasticidade foi da ordem de  $100*[e^{-0,165025} - 1] = -15,21\%$ , em que “e” é o número irracional de Euler. Essa estimativa mais rigorosa implica que a demanda de carne bovina no período de 1999 a 2006 foi, em média, 15,21% inferior ao período de 1980 a 1998. O valor de 1,9746 para a estatística de Durbin-Watson indica ausência de auto-correlação serial.

O Brasil, atualmente, é o maior exportador de carne bovina do mundo. Esse destaque no mercado externo está causando um esforço muito grande para atender os consumidores brasileiros fundamentalmente no que diz respeito a preço que é o maior das carnes analisadas no trabalho.

O mercado de carne tenta acompanhar o exemplo dos produtores de frangos, procurando apresentar seus produtos de forma mais higiênica e prática para o preparo, fator este de diferenciação importante para os consumidores desses tipos de alimentos.

#### 4.5. DEMANDA DA CARNE SUÍNA

A Tabela 11 apresenta os resultados das estimativas dos parâmetros da equação de demanda de carne suína.

Tabela 11: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne suína – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
C(40)	-3,499526	0,849129	-4,121312	0,0001
C(41)	0,081031	0,038347	2,113082	0,0379
C(42)	-0,037161	0,094612	-0,392774	0,6956
C(43)	0,228617	0,096155	2,377582	0,0200
C(44)	-0,045595	0,061233	-0,744620	0,4588
C(45)	0,460163	0,100783	4,565892	0,0000
C(46)	0,678918	0,073008	9,299244	0,0000

**Equação:**  $\text{LOG}(\text{QSUINO}) = C(40) + C(41)*\text{LOG}(\text{PPEIXE}) + C(42)*\text{LOG}(\text{PFRANGO}) + C(43)*\text{LOG}(\text{PBOI}) + C(44)*\text{LOG}(\text{PSUINO}) + C(45)*\text{LOG}(\text{RENDA}) + C(46)*\text{LOG}(\text{QSUINO}(-1))$

Observações: 26

R-quadrado	0,934344	Média da variável dependente	2,195623
R-quadrado ajustado	0,913611	Desvio padrão da Var depend	0,161957
S.E. da regressão	0,047603	Soma de quadrado residual	0,043054
Durbin-Watson-d	2,300687		

FONTE: Resultados da pesquisa (10% de significância).

O poder explicativo das variáveis exógenas, avaliado pelo coeficiente de determinação ajustado, é de 0,9136 na equação de demanda da carne de suíno, mostra-se relativamente elevado. Isso significa que 91,36% das variações da quantidade demandada de carne suína são explicadas simultaneamente pelas variações das variáveis exógenas.

Com exceção das carnes de frango e suína, os demais coeficientes são significativos estatisticamente a 10% de probabilidade, indicando que a quantidade de carne de suíno varia diretamente com os preços das carnes de pescado e bovina, com a *renda per capita* do consumidor e com o consumo de carne suíno do ano anterior.

O coeficiente de elasticidade-preço da carne suína de curto prazo não foi significativo estatisticamente a 10% de probabilidade, levando-se a inferir que a demanda da carne suína foi perfeitamente inelástica a preço.

A elasticidade-cruzada entre as carnes suína e pescado de 0,081 indica que havendo acréscimos de 10% no preço do pescado implicará um aumento de 0,81% na quantidade demanda de carne suína. O mesmo acontecerá entre as carnes suína e bovina, sendo que o coeficiente é igual 0,228, indicando um incremento na ordem de 2,28% na quantidade demanda na carne suína, *ceteris paribus*. O valor de 2,3006 para a estatística de Durbin-Watson indica ausência de auto-correlação serial.

A elasticidade-renda apresenta um resultado para carne suína na ordem de 0,46 mostrando que acréscimos de 10% na renda do consumidor

produzem incrementos de 4,60% na demanda da carne suína, *ceteris paribus*. Isso indica que a carne suína é um bem normal, no curto prazo.

A carne suína apresentou relação de complementaridade com a carne bovina e pescado, enquanto que foi indiferente à carne de frango.

Na equação de demanda da carne suína, foi utilizado o logaritmo natural da quantidade demanda de carne suína defasado de um período para determinar a elasticidade-preço de longo prazo da demanda. O coeficiente de ajustamento no longo prazo na ordem de 0,10 significa que serão necessários cerca de 6 anos para que 90% para que o ajustamento de longo prazo seja atingido. A seguir são mostradas as elasticidades no longo prazo para a demanda da carne suína.

De forma análoga no que ocorreu na demanda da carne de frango para o longo prazo, procedeu-se para a demanda da carne suína.

A elasticidade de ajustamento  $\theta = (1 - C46)$ , cujo resultado é  $\theta = 0,3211$ . Para a obtenção da equação no longo prazo (29), dividiu-se os valores dos parâmetros  $C(40) = -3,4995$ ,  $C(41) = 0,0810$ ,  $C(42) = -0,372$ ,  $C(43) = 0,2286$ ,  $C(44) = -0,0456$  e  $C(45) = 0,4602$ , por  $\theta = 0,3211$ .

$$\text{LOG(SUINO)} = -10,898 + 0,252\text{LOG(PPEIXE)} - 0,116\text{LOG(PFRANGO)} + 0,712\text{LOG(PBOI)} - 0,142\text{LOG(PSUINO)} + 1,433\text{LOG(RENDA)} \quad (29)$$

O ajustamento entre o curto e o longo prazo leva certo tempo. A determinação desse período de tempo necessário para que cerca de 90% do ajustamento em longo prazo, seja atingido, foi obtido aplicando a fórmula (28):

$$\text{Ln}(1 - 0,3211)^t = \text{Ln}0,1$$

$$t = 6 \text{ anos (aproximadamente)}$$

As elasticidades-preço, no longo prazo, apresentaram-se mais elásticas a preço do que no curto prazo, e isso é respaldado pela teoria econômica.

A elasticidade-cruzada entre as carnes suína e pescado, no longo prazo, na ordem de 0,252 demonstra que acréscimos de 10% no preço da carne de pescado implicariam um aumento de 2,52% na demanda de carne suína, o mesmo ocorrendo para a elasticidade-cruzada entre as carnes suína e bovina cujo coeficiente é igual a 0,712, sendo que, nesse caso, indicam um aumento da demanda pela carne suína na ordem de 7,12%, *ceteris paribus*.

Com relação à elasticidade-renda, no longo prazo, o coeficiente de 1,433 revela que se o consumidor tiver um aumento de 10% na sua renda ampliará sua demanda pela carne suína relativamente em 14,33%, indicando que a carne suína tende a se tornar um bem de luxo.

Na cadeia de produção da carne suína existe uma carência de tecnologia em nível de produtor e processador e isso reduz sua eficácia em dotar o produto *in natura* de maior praticidade e menor preço.

Apesar de ser a carne mais consumida no mundo, a carne suína no Brasil não tem a mesma aceitação, não obstante tenha ganhado seu espaço

de forma significativa nos últimos anos. Em todas as classes de rendas a sua participação com os gastos em alimentos das famílias brasileira tem aumentado e de forma significativa na camada da população de renda baixa, influenciada pelo preço baixo da carne que se mantém como o menor das carnes estudadas nos últimos três anos.

Todas as carnes analisadas no presente trabalho, com base nos resultados apresentados, podem ser classificadas como produtos essenciais à alimentação do brasileiro, com exceção da carne de pescado, no curto prazo. Enquanto que, no longo prazo as carnes de frango e suína tendem a se tornar um bem de luxo.

#### **4.6. ELASTICIDADES-CRUZADAS**

Quanto às elasticidades-cruzadas, o ponto de maior interesse dessa pesquisa, revelou resultados que poderão contribuir com os agentes econômicos que trabalham no mercado de carne.

A carne de pescado é complementar da carne de frango e da carne bovina e sendo substituta da carne suína.

A carne suína é complementar da carne de frango e independente das carnes bovina e de pescado. Por outro lado, a carne bovina é substituta das carnes suína e frango e independente da carne de pescado.



Observa-se que, no Brasil, além da reversão no sinal das elasticidades-cruzadas, em que a carne de frango deixou de ser um produto substituto das carnes bovina e suína, como era até os anos 1980, tornando-se complementar dessas mesmas carnes nos anos de 1990, segundo Santana (1999).

A pesquisa mostra uma constante modificação nesse setor quando indica que a carne de frango passou a ser independente das carnes bovina e suína e substituta da carne de pescado, para o período de 1980 a 2006 (Tabela 12). Houve também uma mudança substancial nos coeficientes de elasticidade-preço e elasticidade-renda.

A Tabela 12 mostra ainda, com relação às elasticidades-renda, que as carnes bovina e suína deixaram de ser bens de luxo para se tornarem bens essenciais à dieta do brasileiro. Nota-se, que a demanda de carne de frango se tornou mais elástica à renda. Com relação às elasticidades-preço, cabe observar que as demandas de todas as carnes analisadas foram inelásticas a preço.

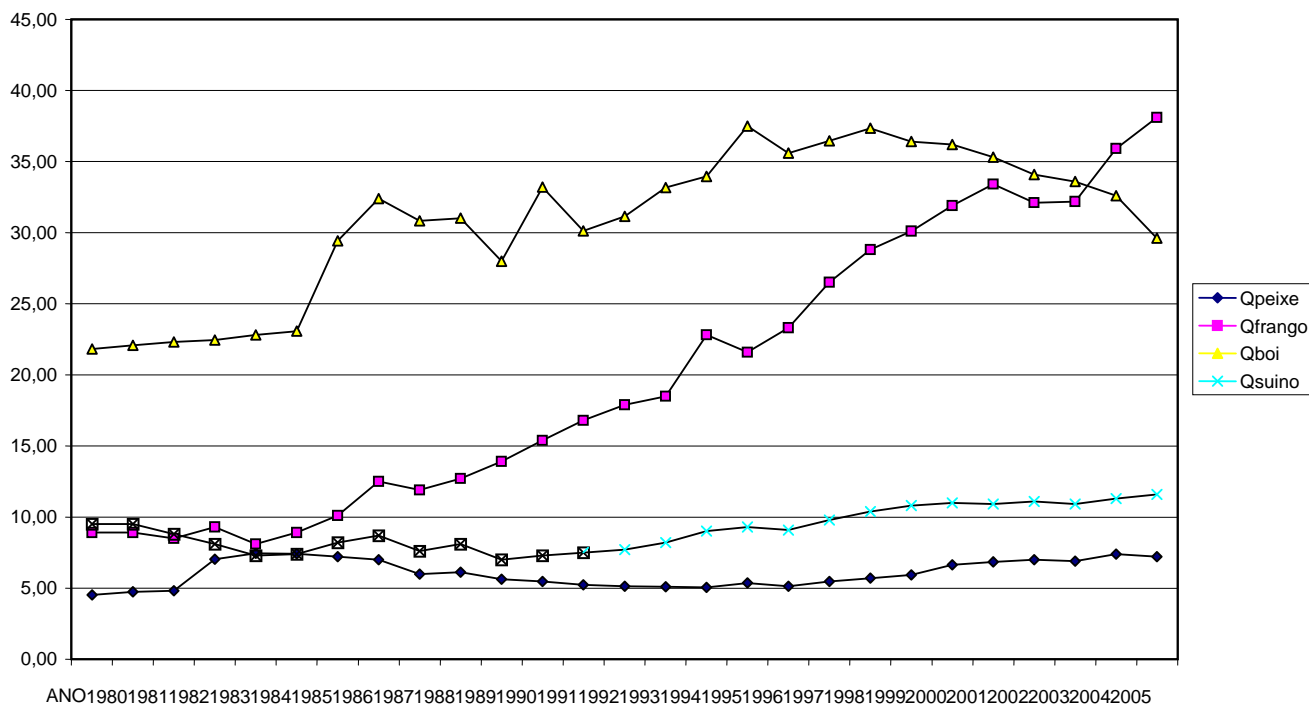
Tabela 12: Coeficientes de elasticidades-preço e renda de carnes no Brasil (1980 – 2006).

Tipos de carnes	Elasticidade renda - $\eta_r$	Elasticidade-preço - $\eta_{ij}$			
		Peixe	Frango	Boi	Suíno
Peixe	-0,2830	-0,3267	-0,0788	-0,1947	0,0810
Frango	0,4955	0,1759	-0,081ns	-0,155ns	-0,037ns
Boi	0,7385	0,005ns	0,2074	0,032ns	0,2286
Suíno	0,4601	-0,090ns	-0,2435	-0,151ns	-0,045ns

FONTE: Resultados da pesquisa, ns = não-significante ( $\alpha = 10\%$ ).

A Figura 1 mostra a evolução das quantidades consumidas de carnes de pescado, de frango, bovina e suína no Brasil, no período de 1980 a 2006. O que mais chama a atenção diz respeito à quantidade de carne de frango e bovina. Aquela cresce progressivamente, numa tendência linear; esta declina no final do período analisado. Isso se deve possivelmente ao fato de a produção e a industrialização da carne bovina no Brasil ter sua eficiência comprometida ao longo de toda a sua cadeia de produção.

FIGURA 1: Consumo de carnes no Brasil – kg/hab – (1980 – 2006).



FONTE: Resultados da pesquisa.

O rebanho bovino brasileiro ainda é de aproveitamento tardio, chegando ao ponto de abate, em média, a partir dos 40 meses, enquanto na Argentina esse tempo é de aproximadamente 19 meses. Isso resulta em uma diminuição da qualidade da carne e da rentabilidade do produtor, reduzindo, portanto a competitividade brasileira no setor da carne bovina.

Outro fator que corrobora com essa baixa eficiência está relacionado à falta de sincronismo desse mercado entre Governo, pecuaristas, frigoríficos e varejistas. Apesar de medidas modernas, tais como rastreador via satélite, ultra-sonografia para medir o nível de gordura do bovino, congelamento de

sêmen de reprodutor com excelente qualidade, para reativar o setor, os esforços desordenados comprometem a sua efetividade.

Por outro lado, a criação de aves no Brasil tem um controle mais moderno e estruturado, em que há uma coordenação central interligando os elos da cadeia de frango, visando a aumentar a eficiência produtiva e tecnológica; além da facilidade criada pela indústria para preparação de alimentos prontos e semi-prontos. O aumento expressivo no consumo de frango tem como explicação também a redução do preço médio nos últimos vinte anos, bem como uma forte política de *marketing* que popularizou a carne de frango no País.

Apesar de no Brasil a carne suína não ter um destaque com relação ao seu consumo, vale ressaltar que essa fonte de proteína animal é a mais consumida no mundo. Para se ter uma idéia, o consumo mundial de carne suína é da ordem de 41,7%, o que equivale a 14,9 kg *per capita* (SILVA, 2004). O consumo é alto por entrar na composição dos embutidos.

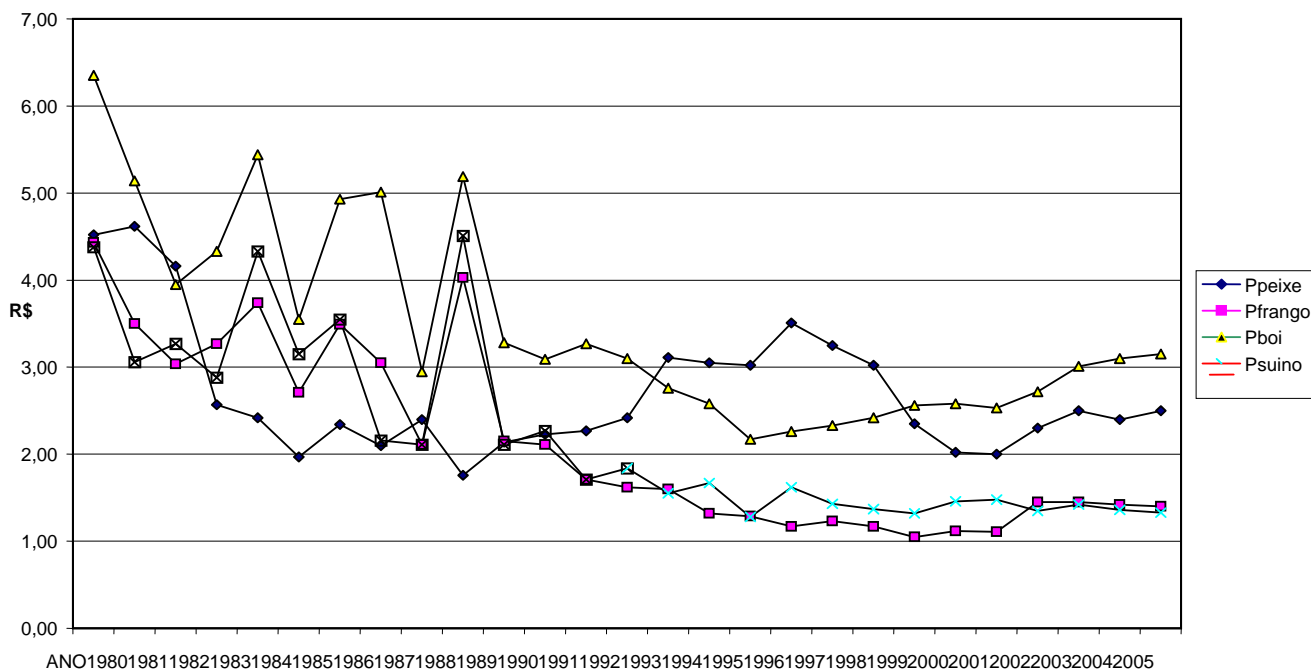
O consumo da carne de pescado, no período analisado, revelou-se a menor dentre as carnes estudadas. Os resultados apontaram que a carne de pescado é um bem inferior. Não obstante o Brasil ser constituído por um grande volume de rios e apresentar uma costa litorânea, a cadeia produtiva do peixe não está estruturada ao ponto de fornecer em quantidade suficiente e a baixo preço o produto no mercado interno, além da falta de produtos industrializados desse produto (SANTOS, 2005).

Uma explicação para as mudanças nas elasticidades-renda e elasticidades-preço diretas está na queda acentuada dos preços reais das carnes de pescado e suína entre 1999 e 2006, estabilidade dos preços das carnes de frango e bovina para o mesmo período e crescimento na renda do consumidor brasileiro (Figura 3), ou seja, a participação dos gastos realizados na aquisição destes produtos diminuiu, sobretudo, nas camadas de renda mais baixas e, em consequência as demandas se tornaram mais inelástica ao preço e à renda.

No caso específico do frango, uma razão para a demanda se tornar mais elástica, deve-se à agregação de valor e, principalmente, à organização do setor que procura passar para o consumidor que a carne de frango tem segurança alimentar, qualidade e ajuda no combate à obesidade e às doenças relacionadas ao coração.

A Figura 2 mostra a evolução dos preços das principais proteínas consumidas pela população brasileira no período de 1980 a 2006. Os preços que mais se destacam pelas suas regularidades nas duas últimas décadas no período analisado, são os preços das carnes de frango e suína. Provavelmente, seja esse um dos fatores que esteja impulsionando o consumo dessas carnes junto à população brasileira.

FIGURA 2: Preços reais de carnes no Brasil – R\$/kg – (1980 – 2006).



FONTE: Resultados da pesquisa.

O preço da carne bovina em 1980 era superior em 44,98% em relação à carne suína que apresentava o menor preço dentre as carnes estudadas. Dez anos após o início da análise, observou-se que, apesar dos preços das carnes apresentarem uma tendência de queda, o preço da carne bovina ainda era superior em 46,44% ao preço do frango que apresentava o menor preço dentre as carnes analisadas no ano 1990.

No ano de 1996, o preço do pescado aparece com um valor superior em 200% em relação à carne de frango e superior em 55,31% da carne bovina. E nesse mesmo ano, registrou-se a menor quantidade de consumo

(kg *per capita*) de carne de pescado no Brasil. A partir daí, os preços da carne de pescado se mostraram muito próximos dos preços da carne bovina que na última década liderava o preço dessas carnes. É possível verificar ainda que o consumo da carne de pescado se manteve como a última opção por parte do consumidor brasileiro (Figura 2).

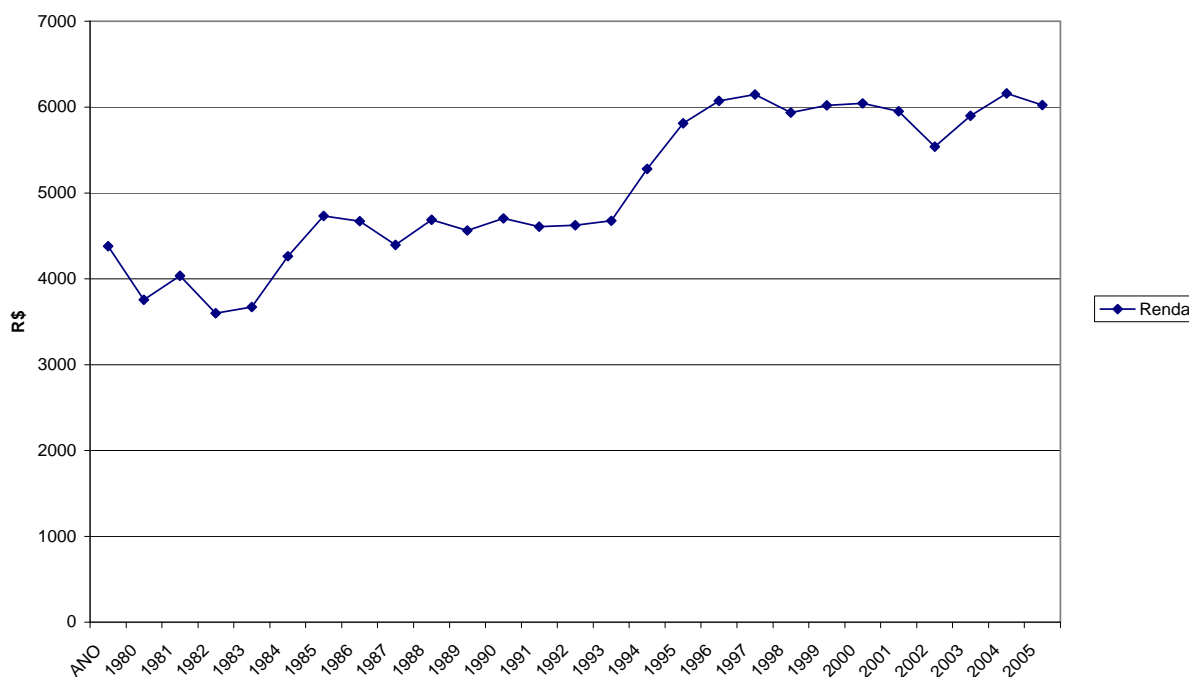
Os setores envolvidos na produção de pescado no Brasil não seguiram a mesma estratégia da indústria do frango citada neste trabalho. Essa situação é instigante tendo em vista que há uma tendência mundial de aumento do consumo de carne de pescado representado por cerca de 1 bilhão de pessoas em todo o mundo que têm o pescado como fonte principal de proteína animal.

Destaca-se ainda que o pescado é a quinta *commodity* mundial, ficando atrás apenas do arroz, produtos florestais, leite e trigo (HILSDORF, 1996). Segundo Hilsdorf, o Brasil está longe da produção de outros países da própria América do Sul como a Argentina, onde a exportação de pescado superou em 108% a carne bovina e derivados, ou o Chile que figura entre os maiores produtores de salmão do mundo.

A Figura 3 deixa claro que a renda real da população brasileira aumentou com o Plano Real a partir de 1994, dando um salto na ordem de 24,32% em dois anos. Nesse curto período, refletiu-se num incremento no consumo de todas as carnes em estudo, tendo o maior salto a carne de frango na ordem de 19,34%, seguida da carne bovina com 13,63%, da carne

suína com 13,41% e a menor variação positiva foi da carne de pescado com aumento de 5,10%.

FIGURA 3: Renda real *per capita* dos brasileiros – R\$/hab – (1980 – 2006).



FONTE: Resultados da pesquisa.

As mudanças ocorridas nas relações cruzadas das demandas de carnes se deram devido à dinâmica do consumo que priorizou alimentos de maior valor adicionado, de maior qualidade e segurança da alimentação que se realiza fora de casa. Recentemente, Park e Capps Jr. (1997) mostraram que alimentos preparados são complementares dos outros alimentos e



substitutos da alimentação fora de casa nos Estados Unidos. No Brasil, os gastos na alimentação fora de casa perderam espaço para os alimentos preparados entre os consumidores pertencentes à classe de baixa renda e aumentou ligeiramente para os consumidores das classes média e alta, no período 2002 – 2003.

Não obstante, no mesmo período, os gastos em alimentos preparados aumentaram substancialmente em relação aos alimentos *in natura*. Esse fato apóia a hipótese formulada neste trabalho, uma vez que a nova tendência de consumo induziu as indústrias a se modernizarem para atenderem às necessidades dos consumidores por alimentos preparados de maior valor adicionado e ao hábito de consumo fora de casa. Como o frango revolucionou em termos de agregação de valor, da diversificação e do atendimento às necessidades do consumidor, passou a ser um produto complementar das demais carnes, ou seja, consome-se mais frango junto com as outras carnes.

Os resultados da Tabela 13 revelam fortes correlações positivas entre às quantidades consumidas de carne de frango e suína, quantidades de carne de frango e da renda do consumidor, quantidades de carne bovina e a renda do consumidor, e fortes correlações negativas entre as carnes bovina e frango.

Quando foram analisados os preços das carnes, pode-se perceber uma forte correlação positiva entre os preços do frango e da carne bovina, do frango e da carne suína e, da carne bovina e da suína, indicando que o preço de uma carne pode estar fortemente associado à outra.

Tabela 13: Matriz de correlação linear simples entre as quantidades, os preços das carnes e da renda – Brasil – (1980 – 2006).

	<b>Qpeixe</b>	<b>Qfrango</b>	<b>Qboi</b>	<b>Qsuino</b>	<b>Ppeixe</b>	<b>Pfrango</b>	<b>Pboi</b>	<b>Psuino</b>	<b>Renda</b>
<b>Qpeixe</b>	1								
<b>Qfrango</b>	0,2566	1							
<b>Qboi</b>	-0,0104	0,7174	1						
<b>Qsuino</b>	0,2259	0,8381	0,4355	1					
<b>Ppeixe</b>	-0,6741	-0,2430	-0,3340	0,1042	1				
<b>Pfrango</b>	0,0149	-0,8121	-0,8006	-0,4792	0,2342	1			
<b>Pboi</b>	0,0711	-0,6841	-0,7593	-0,3305	0,2288	0,9605	1		
<b>Psuino</b>	0,0018	-0,7817	-0,7611	-0,5043	0,1893	0,9536	0,8891	1	
<b>Renda</b>	0,1293	0,9132	0,8400	0,7558	-0,1825	-0,7933	-0,7002	-0,7374	1

FONTE: Resultados da pesquisa.

A Tabela 14 mostra os resultados de estudos obtidos em outras economias, indicando as relações de substitutibilidade e complementaridade entre as carnes de frango, bovina, suína e de pescado. Os resultados mostram que a carne de frango é complementar da carne bovina no Brasil e no Japão, da carne suína no Brasil e nos Estados Unidos e da carne de carneiro na Austrália. No Japão, a carne bovina também é complementar da carne de frango. Revela-se, ainda, que as carnes bovinas e de frango, são independentes na Austrália, Estados Unidos e Canadá uma vez que os coeficientes de elasticidade não são estatisticamente diferentes de zero,

embora o sinal seja negativo. Na União Européia<sup>5</sup>, o crustáceo é um produto complementar do salmão congelado.

---

<sup>5</sup> É importante ressaltar que os resultados apresentados nesses estudos não tentam justificar as razões de tais mudanças estarem ocorrendo. No caso da União Européia, por exemplo, não foi feita sequer referência à complementaridade encontrada entre crustáceos e salmão congelado. Esse é um ponto que distingue as análises deste trabalho com as análises triviais da demanda.

Tabela 14: Coeficientes de elasticidades-preço e elasticidade renda de carnes no Brasil, Estados Unidos, Canadá, Austrália, Japão e União Européia – (1990 – 1997).

Tipos de carnes	Elasticidade renda - $\eta_r$	Elasticidade-preço - $\eta_{ij}$		
		Boi	Frango	Suíno
<b>Brasil</b>				
Boi	0,195	-0,271	-0,054ns	-0,012ns
Frango	0,393	-0,284	-0,332	-0,400
Suíno	0,413	0,288	0,203	0,198ns
<b>Estados Unidos</b>				
Boi	0,326	-0,302	0,068	0,100
Frango	0,354	0,022ns	-0,102	-0,018
Suíno	0,211	0,148	0,024ns	-0,287
<b>Canadá</b>				
Boi	1,075	-0,885	0,002ns	0,191
Frango	0,766	0,156ns	-0,804	-0,119
Suíno	1,021	-0,264ns	-0,115	-0,641
<b>Austrália</b>		Boi	Frango	Carneiro
Boi	1,822	-0,421	0,336ns	0,679
Frango	0,177ns	-0,143ns	-0,420	0,090
Carneiro	0,426	0,431	-0,104ns	-0,472
<b>Japão</b>		Boi	Frango	Peixe
Boi	2,490	-0,290	-0,150	0,020
Frango	1,600	-0,240	-0,420	0,090
Peixe	0,790	0,130	0,490	-0,240
<b>União Européia</b>		Sal. fresco	Sal. cong.	Crustáceo
Salmão fresco	0,239	-3,728	1,373	0,778
Salmão congelado	0,454	2,757	-2,569	0,297
Crustáceo	1,661	0,204	-0,020	-1,557

FONTE: Santana (1999), Fernandes *et al.* (1989), Silva *et al.* (1977), Hayes *et al.* (1990), Moschini & Vissa (1993), McNulty & Huffman (1992), Piggott *et al.* (1996) ns = não-significante.

Após estudos feitos por Santana (1999) em que a carne de frango se apresentava como complementar da carne bovina, os resultados desse trabalho apontam uma mudança nessa relação: a carne de frango estabelece uma relação de substitutibilidade com a carne bovina. Novamente, os agentes econômicos devem estar atentos para possíveis mudanças estratégicas no que diz respeito à obtenção de competitividade no mercado interno.

O mercado dos alimentos analisados neste trabalho aponta uma liderança de consumo da carne de frango no Brasil; isso se deve, simultaneamente, à melhoria da renda da população, ao baixo preço, à agregação de valor ao produto e, ainda, à diversificação das linhas de produção para atender de forma adequada às necessidades dos consumidores.

Uma implicação importante, citada por Santana (1999), para os formuladores de políticas que terão de rever os métodos e fórmulas empregadas no dimensionamento da demanda, nas projeções de consumo e no desenho de programas de abastecimento.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A aplicação do modelo de equações de regressão aparentemente não-relacionada revelou que no Brasil, no período de 1980 a 2006, o mercado consumidor de carnes bovina, suína, de frango e de pescado, teve seu comportamento alterado diante do novo cenário econômico que transcorreu nesse período, o que confirma a hipótese formulada neste trabalho de pesquisa.

O preço das carnes estudadas, a qualidade das mesmas, a estabilização da economia brasileira após o Plano Real e a integração das cadeias produtivas voltadas para esse segmento da economia, foram os principais fatores que motivaram essas mudanças no consumo das famílias brasileiras.

Os estudos apontaram um aumento constante no consumo de carne bovina nos últimos vinte anos, sugerindo para os agentes envolvidos nesse ramo de negócios um possível investimento em pesquisa, tecnologia, produção e logística a fim de fomentar esse mercado consumidor. Ainda com respeito às políticas fomentadoras no ramo do agronegócio, o autor sugere que sejam feitos, em cada Estado brasileiro, congressos envolvendo todos os municípios e órgãos oficiais, para que de forma integrada estabeleçam estratégias e firmem acordos para desenvolver responsávelmente a produção nesse segmento.

Observou-se no estudo que os brasileiros têm o preço como fundamental fator para sua escolha de consumo para as carnes pesquisadas, seguido a isso a segurança alimentar se apresenta como outro fator que influencia decisivamente na obtenção desses alimentos.

O pescado tem como sua principal barreira no consumo, o preço. Um produto que tem como conceito um alimento saudável esbarra nas dificuldades da produção e comercialização. O estudo pode servir de alerta aos responsáveis por esse setor, visto que a condições naturais do Brasil favorecem a produção desse tipo de alimento.

Segundo Rosegrant e Sombilla (1997), a tendência da alimentação para o ano 2020 indicou que o consumo de alimentos nos países em desenvolvimento deve aumentar neste período e que os preços reais dos alimentos estão caindo mais rapidamente do que sua demanda global de alimentos. Isto é um sinal de que a segurança alimentar vai melhorar entre as camadas mais pobres e de que a forma de consumo matricial pode ser consolidada em todo o globo. Essa é mais uma razão que corrobora com a hipótese de que as relações cruzadas da demanda de carne no Brasil se tornaram evidentes.

Este trabalho aponta ainda um novo perfil nos hábitos alimentares do brasileiro. A pesquisa se preocupou em delinear, a partir dos resultados, novos caminhos para orientar a tomada de decisão dos agentes econômicos que desejam entrar no negócio de carnes e os formuladores de política no que se refere aos estudos de dimensionamento de demanda, orientação dos

programas de abastecimento, projeções de consumo, treinamentos e implantações de novas tecnologias na área de alimentos.

O trabalho foi desenvolvido no âmbito nacional, podendo servir de modelo para futuros trabalhos em nível regional na área de demanda dos mesmos ou de outros produtos no consumo de carnes.



## 5.1. CONCLUSÕES

- a) A carne de pescado é complementar da carne de frango e da carne bovina, porém mantém uma relação de substitutibilidade à carne suína;
- b) A carne suína é complementar da carne de frango e independente das demais carnes analisadas;
- c) A carne de frango se mostrou substituta da carne de pescado e indiferente às carnes bovina e suína;
- d) A carne bovina se manteve indiferente à carne de pescado e se revelou um produto substituto das carnes de frango e suína;
- e) Todas as carnes estudadas se mostraram como produtos essenciais à alimentação do consumidor brasileiro, com exceção da carne de pescado. Isso ocorreu em função da queda de preço das carnes e do aumento da renda no período analisado;
- f) A demanda de carne de pescado se apresentou inelástica a preço, e as carnes de frango, suína e bovina foram perfeitamente inelásticas a preço no período analisado;

## 6. REFERÊNCIAS

AGRIANUAL. *Anuário de agricultura brasileira*. São Paulo: FNP, 1999.

AGOANALYSIS. Rio de Janeiro, v.18, n.2, 5 e 10, 1998/2006.

ANUALPEC. *Anuário da pecuária brasileira*. São Paulo: FNP, 1998/2006.

BRANDT, S.A. *Comercialização agrícola*. Piracicaba: Livroceres, 1980.

CARVALHO, THIAGO. *Estudo da elasticidade-renda da demanda da carne bovina, suína e de frango no Brasil*. Dissertação. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.

CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, v.46/52, n.11, 1991/1998.

DEATON, A.S., MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *American journal of Agricultural Economics*, v.70, n.2, p.312-26, 1988.

EIEWS. *User's guide*. Irvine: QMS, 1998. Versão 3.0.

FAVERET, Paulo. *Agropecuária e Agroindústria*. Artigo científico, 1996.

FERNANDES, S.A., PANIAGO, E., LIMA J.E. Análises de políticas relacionadas com a demanda e a oferta de carnes no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v.27, n.4, p.556-61, 1989.

FERRAZ, José Vicente. A coxa de frango toma o lugar do bife. **Instituto FNP**. 2006.

FGV. **Índice geral de preços, disponibilidade interna**. Rio de Janeiro, 1980/2006.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 3 ed. London: Prentice-Hall, 1997.

HAYES, D.J. WAHL, T.I., WILLIAN, G.W. Testing restrictions on a model of Japanese meat demand. **American Journal of Agricultural Economics**. V.72, n.3, p.556-566, 1990.

HENDERSON, JAMES. QUANDT, RICHARD. **Microeconomic Theory: A Mathematical Approach**. 2 ed. McGraw-Hill Company, 1958.

HILSDORF, ALEXANDRE. **Perfil de consumo de pescado em restaurantes industriais da Região do Vale do Paraíba**. Universidade de Taubaté, São Paulo, 1996.

IBGE. ***Pesquisa de Orçamento Familiares – 1987/88***. Rio de Janeiro, 1989.

IBGE. ***Pesquisa de Orçamento Familiares – 1995/96***. Rio de Janeiro, 1997.

IBGE. ***Pesquisa de Orçamento Familiares – 2002/2003***. Rio de Janeiro, 2004.

JUDGE, G.G. GRIFFITHS, W.E., HILL, R.C., LUTKEPOHL, H., LEE, T-C. ***The theory and practice of econometrics***. 2 ed. New York; John Wiley and Sons, 1985.

KMENTA, J. ***Elementos de Econometria***. São Paulo: Atlas, 1978.

MADDALA, G.S. ***Econometrics***. Singapore: Mc-Hill, 1988.

MARTINELLI Jr., O. ***As tendências recentes das indústrias de alimentos: um estudo a partir das grandes empresas***. Campinas: Unicamp, 1997. (tese de doutorado)

McDOWELL, D.R. *et al.* Food expenditures and socioeconomic characteristics: focus on income class. ***American Journal of Agricultural Economics***. v.79, n.5, p.1444-51, 1997.

McNULTY, M. S., HUFFAMN, W.E. Trading-day variation: theory and implications for monthly meat demand. ***American Journal of Agricultural Economics***. v.74. n.4, p.1002-1009, 1992.

MOSCHINI, G., VISSA, A. Flexible specification on mixed demand system. ***American Journal of Agricultural Economics***., v.75, n.1, p.1-9, 1993.

PARK, J.L., HOLCOMB, R.B., RAPER, K. C., CAPPS, Jr., O. A demand system analysis of food commodities by U.S. household segmented by income. ***American Journal of Agricultural Economics***. v.79, n.3, p.814-824, 1997.

PIGGOTT, N.E. CHALFANT, J.A., ALSTON, J.M., GRIFFITH, G.R. Demand response to advertising in the Australian meat industry. ***American Journal of Agricultural Economics***. v.78, n.2, p.268-79, 1996.

ROSEGRANT, M.W., SOMBILLA, M.A. Critical issues suggested by trends in food, population, and the environment to the year 2020. ***American Journal of Agricultural Economics***. v.79, n.5, p.1467-70, 1997.

SANTANA, A.C., D'ÁVILA, J.L., ALENCAR, M.I.R., MATTAR, P.N., SOUZA, R.F., COSTA, R.M.Q. ***Reestruturação produtiva e desenvolvimento na Amazônia***: condicionantes e perspectivas. Belém: BASA; FCAP, 1997.

SANTANA, Antônio Cordeiro de. Estrutura de mercado e análise de políticas na pecuária de corte do Estado do Pará. In: Aguiar, D.R.D., Pinho, J.B. (Ed.) **O agronegócio brasileiro: desafios e perspectivas**. Brasília: SOBER, 1998a. p.637-652.

SANTANA, Antônio Cordeiro de. **Métodos quantitativos em economia**. Belém: FCAP, 1998b.

SANTANA, A.C., SILVA, M.C. **Cadeia produtiva do café: análise de mercado e avaliação de políticas**. Belém: SAGRI; FCAP – Imprensa Oficial, 1998. 52p.

SANTANA, A.C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v.37, n.2, p.51-76, abr./jun. 1999.

SANTOS, Marcos Antônio Souza *et al.* **A cadeia produtiva da pesca artesanal no Estado do Pará: estudo de caso no nordeste paraense**. Belém. Amazônia: Ciência & Desenvolvimento. Vol.1, n.1, 2005.

SILVA, G.L.S.P., TOYAMA, N.K., YOSHII, R.J. Oferta e demanda de frango no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Rural**. v.15, n.1, p.193-207, 1977.

SILVA, LUDMILA. **Preconceitos e verdades sobre a carne suína**. Paraíba: UFPB, 2004.

SIMONSEN, M.H. **Teoria microeconômica**. 9 ed. Rio de Janeiro: FGV, 1987.

TRICHES, Divanildo. A cadeia produtiva da carne de frango da região da Serra Gaúcha: uma análise da estrutura de produção e mercado. **Universidade Federal do Rio Grande do Sul**. Rio Grande do Sul, 2004.

VARIAN, H.R. **Microeconomics analysis**. 2 ed. New York: Norton, 1984.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)



[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)