AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

SISTEMA DE DEMANDA DE CARNES NO BRASIL: MODELO DE EQUAÇÃO APARENTEMENTE NÁO-RELACIONADA

ANTÔNIO CORDEIRO SANTANA; DIONÍSIO TADEU RIBEIRO;

FACULDADE IDEAL

BELÉM - PA - BRASIL

santana@nautilus.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

SISTEMA DE DEMANDA DE CARNES NO BRASIL: MODELO DE EQUAÇÃO APARENTEMENTE NÁO-RELACIONADA

ANTÔNIO CORDEIRO SANTANA; DIONÍSIO TADEU RIBEIRO;

FACULDADE IDEAL

BELÉM - PA - BRASIL

santana@nautilus.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

SISTEMA DE DEMANDA DE CARNES NO BRASIL: MODELO DE EQUAÇÃO APARENTEMENTE NÁO-RELACIONADA.

Grupo de pesquisa 01: Comercialização, Mercados e Preços

RESUMO

O objetivo do trabalho foi 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, Modelo SUR, BRASIL.

1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS

No Brasil, até meados dos anos de 1980, 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.

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).

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).

Neste contexto, 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.

Apesar de só o fato de verificar as relações entre as carnes bovina, suína, de 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 (carne bovina, frango, suína e pescado). Mas, também, em fazer sugestões aos agentes econômicos envolvidos nesse mercado de carnes.

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. Especificamente, buscou-se:

a) Especificar um modelo econométrico de equações aparentemente não-relacionadas para avaliar o comportamento recente das mudanças de consumo das carnes bovina, de frango, suína e de pesxe.

b) Estimar as elasticidades-preço, elasticidades cruzadas e as elasticidades-renda das demandas das carnes bovina, de frango, suína e de peixe no Brasil;

Na 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:

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

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

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 $\left(\partial x_i / \partial p_j\right)_{u=constante} > 0$ e complementares quando forrem negativos, $\left(\partial x_i / \partial p_j\right)_{u=constante} < 0$.

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 complementar 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).

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.

b) Anualpec: obtiveram-se os dados de quantidades e preços de carne bovina, de 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 de carne bovina, frango, suína e pescado 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[1] 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).

[1] 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.

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 (*Seemigly Unrelated Regressions*) na forma irrestrita é dado por Greene (1997):

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

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

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:

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

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

$$Q_{it} = \beta_i P_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_{i1}\varepsilon_{i\,t-1} + \rho_{i2}\varepsilon_{i\,t-2} + ... + \rho_{ij}\varepsilon_{i\,t-j} + u_{it}$$

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

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

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

em que:

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

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

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

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 ρ para transformar cada equação e corrigir a autocorrelação;
2. Usam-se os resíduos de MQO para estimar a matriz de variância e covariância Σ;
3. Reestima-se o SUR por MQG, empregando os dados transformados e a matriz Σ.

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

$$Q_{it} = P_{it}\beta_i + \rho_{it}(Q_{it-1} - P_{it-1}.\beta_i) + \ldots + \rho_{it}(Q_{it-j} - P_{it-j}.\beta_i) + \varepsilon_{it} \qquad (3)$$

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 Σ e completar a primeira interação. O processo continua até que todos os coeficientes convirjam. 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: $\eta_{ij} \neq \eta_{ji}$; $i \neq j$ (i, j = boi, frango, suíno, peixe)

Hipótese de Homogeneidade de Renda:

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

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

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 η_{ij} e η_{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: $R\beta = r$ ou H_a: $R\beta \neq r$

O sistema de equações da demanda marshalliana de carne estimado para o Brasil, no período de 1980 a 2006, incluiu uma variável *dummy* (VD)[2] para captar o efeito de mudança de consumo em função do Plano Real, e os termos de erro auto-regressivos *AR*(i) foram apresentados na forma de duplo logarítmico.

[2] A variável *dummy*, binária ou artificial representa dados de natureza qualitativa.

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.

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:

$\partial h_i(u,p) = \partial c(u,p)/\partial p_i$, para todo $i \neq j$ (i, j = 1,2, ..., n)

$$\frac{\partial h_i(u,p)}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 c(u,p)}{\partial p_j \partial p_i} = \frac{\partial^2 c(u,p)}{\partial p_i \partial_j} = \frac{\partial h_j(u,p)}{\partial p_i} \qquad (4)$$

As restrições de simetria e negatividade são derivadas da existência de preferências consistentes, conseqüência 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 rejeitaram a hipótese de simetria, 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.

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.

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, $f_i(p_1, p_2, ..., p_n, R) = f_i(\lambda p_1, \lambda p_2, ..., \lambda p_n, \lambda R)$. 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 λ (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. Conseqüentemente, ele pode aumentar sua demanda por mercadorias. Trata-se do efeito de equilíbrio real.

Os resultados mostraram que as demandas são homogêneas de grau zero para as elasticidades-preço e renda e de grau um para elasticidade-renda, respectivamente.

4.2. DEMANDA DA CARNE DE PESCADO

Na Tabela 1, 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.

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 1.

Tabela 1: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de pescado – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coeficiente	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: LOG(QPEIXE) = C(10) + C(11)*LOG(PPEIXE) + C(12)*LOG(PFRANGO) + C(13)*LOG(PBOI) + C(14)*LOG(PSUINO) + C(15)*LOG(RENDA) + [AR(1) = C(16)]
Observações: 26; R-quadrado ajustado 0,829420; Durbin-Watson-d = 1,65

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. 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-d 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 2. 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 2: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne de frango – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coeficiente	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: LOG(QFRANGO) = C(20) + C(21)*LOG(PPEIXE) + C(22)*LOG(PFRANGO) + C(23)*LOG(PBOI) + C(24)*LOG(PSUINO) + C(25)*LOG(RENDA) + C(26)*LOG(QFRANGO(-1) + [AR(1) = C(27)]. Observações: 25; R-quadrado ajustado = 0,986; Durbin-Watson-d = 2,20

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-d 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 0,70 significa que serão necessários cerca de 6 anos e meio para que 90% do ajustamento em longo prazo sejamos atingidos.

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, a rivalidade intensa dos concorrentes tende a estimular o uso de estratégias para agregar valor ao produto e, consequentemente, 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 3 apresenta os resultados da estimativa dos parâmetros da equação de demanda da carne bovina.

Tabela 3: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne bovina – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coeficiente	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: LOG(QBOI) = C(30) + C(31)*LOG(PPEIXE) + C(32)*LOG(PFRANGO) + C(33)*LOG(PBOI) + C(34)*LOG(PSUINO) + C(35)*LOG(RENDA) + C(36)*DB
Observações: 27; R-quadrado ajustado = 0,838; Durbin-Watson = 1,975

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-d 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 4 apresenta os resultados das estimativas dos parâmetros da equação de demanda de carne suína.

Tabela 4: Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne suína – Brasil – (1980 – 2006).

Parâmetros do modelo	Coeficiente	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: LOG(QSUINO) = C(40) + C(41)*LOG(PPEIXE) + C(42)*LOG(PFRANGO) + C(43)*LOG(PBOI) + C(44)*LOG(PSUINO) + C(45)*LOG(RENDA) + C(46)*LOG(QSUINO(-1))

Observações: 26; R-quadrado ajustado 0,913611; Durbin-Watson-d 2,300687

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-d 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 0,6789 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.

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 0,7120, 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 Tabela 5 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 5: Coeficientes de elasticidades-preço e renda de carnes no Brasil (1980 – 2006).

Tipos de carnes	Elasticidade renda - η_r	Elasticidade-preço - η_{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 (α = 10%).

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. CONCLUSÕES

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 peixe, teve seu comportamento alterado diante do novo cenário econômico que transcorreu nesse período, o que confirma a hipótese formulada neste trabalho de pesquisa.

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.

EVIEWS. ***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.

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.

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

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.

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

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