

MUDANÇAS RECENTES NAS RELAÇÕES DE DEMANDA DE CARNE NO BRASIL

Antônio Cordeiro de Santana¹

RESUMO - Estudou-se o sistema de demanda de carne do Brasil, no período de 1990 a 1997. O foco da análise foi investigar as relações de substitutibilidade da demanda neste período. Tais relações mudaram por causa da expansão do consumo de alimentos processados e da alimentação fora de casa, que se realiza nos restaurantes a quilo e nas redes de alimentação rápida. Um modelo de equações aparentemente não-relacionadas foi proposto para analisar o sistema de demanda de carne, por ser apropriado e constituir iniciativa pioneira no Brasil. Os resultados mostram que as demandas são inelásticas no preço e na renda, que a carne de suíno continua sendo um substituto da carne de boi; e que a carne de frango tornou-se um produto complementar das carnes de boi e de suíno.

Palavras-chaves: Sistema de demanda de carne, elasticidade-preço, elasticidade-renda, consumo, Brasil.

INTRODUÇÃO

No Brasil, ao contrário do que está ocorrendo no resto do mundo, deixou-se de investigar o comportamento das relações de demanda de carne desde meados dos anos 80. Até então, os estudos indicavam que as carnes de boi, de frango e suína eram consideradas produtos substitutos, conforme Brandt (1980) - período 1947 a 1970; Silva et al. (1977) - período 1969 a 1974; e Fernandes et al. (1989) - período 1964 a 1985.

A partir de meados dos anos 80, em razão dos efeitos conjuntos produzidos pela inserção da mulher no mercado de trabalho, a qual dispunha de tempo cada vez menor para cuidar da casa e preparar refeição

¹ M.Sc., D.Sc., Prof. de Economia Agrícola daFCAP. E-mail: santana@nautilus.com.br.

ções, e da reestruturação global da indústria alimentar para atender à nova realidade do estilo de vida do consumidor e de suas preferências, que mudaram na direção dos alimentos preparados (prontos e semi-prontos), generalizou-se o consumo de refeições prontas e semi-prontas, dando origem ao consumo de forma matricial, ou seja, a segmentação de mercado multiplica as opções de consumo, criando, para cada tipo de produto, um espectro de linhas diferenciadas que atende a espaços e perfis apropriados dos mercados de alimentos (Martinelli Jr., 1997; Santana, 1997; Park e Capps Jr., 1997). Este é um fenômeno mundial que está sendo determinado pelas grandes redes de alimentação rápida (fast-food) e pelos restaurantes a quilo (self-services), que, além de estimular, viabilizam o consumo fora de casa. Em função disso, as relações cruzadas de demanda de 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 e Huffman, 1992; Moschini e Vissa, 1993); da carne de carneiro, na Austrália (Park et al., 1996); e das carnes de boi e de porco importadas no Japão (Hayes et al., 1990). Espera-se que, no Brasil, também esteja ocorrendo fenômeno parecido, uma vez que essas transformações se processam em âmbito mundial.

Uma evidência dessa tendência de consumo, no Brasil, é que o tempo gasto no preparo de refeições declinou nas últimas seis décadas, passando de 130 min, em 1930, para 15 min, em 1994 (Agriannual, 1999). Em 1995/96, os gastos em alimentos processados superavam os gastos em alimentos in natura, chegando a ser 3,5 vezes superior entre as famílias que ganhavam mais de 20 salários mínimos (SM) e 2,4 vezes entre as famílias que ganhavam de 5 a 20 SM, no Estado de São Paulo (Tabela 1). 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. Esta tendência é crescente entre as classes de renda, da menor para as de mais alta renda, ao mesmo tempo 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 relação de

complementaridade entre alimentos processados e outros alimentos. Trazendo esta informação para o mercado de carnes brasileiro, pode-se esperar que a carne de frango seja complementar das carnes de boi 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, de 1990 a 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 conjunto no consumo da carne suína (de 32,35% - passou de 6,9 para 9 kg/hab./ano) e da carne de boi (de 13,21% - passou de 31,8 para 36,0 kg/hab./ano) (Anualpec, 1998; Agroanalysis, 1998).

Tabela 1 - Gastos de alimentação das famílias de São Paulo, segundo a classe de renda, 1995/1996

Categoria de despesa	Renda baixa Até 5 SM	Renda média De 5 até 20 SM	Renda alta 20 e mais SM
Despesas com alimentação	33,52%	24,10%	16,69%
Alimentação fora de casa	3,82%	5,61%	5,53%
Alimentação em casa	29,70%	18,50%	11,16%
Alimento <i>in natura</i>	9,73%	7,10%	3,71%
Alimento processado	23,79%	17,00%	12,98%
Carne <i>in natura</i>	5,02%	4,07%	1,99%
Carne de boi	3,65%	3,00%	1,56%
Carne de suíno	0,07%	0,16%	0,05%
Carne de frango	1,29%	0,92%	0,37%

Fonte: IBGE (1997). SM = salários mínimos.

Adicionalmente, é importante verificar que os gastos no consumo de carne *in natura* apresentam o mesmo comportamento de queda dos gastos totais de consumo das famílias de rendas baixa, média e alta de São Paulo, confirmando a Lei de Engel, segunda a qual a proporção da renda gasta em alimentos declina com o crescimento da renda. As famílias de baixa renda gastam 33,52% de sua renda em alimentação, enquanto as de renda média gastam 24,10% e as de renda alta gastam 16,69% (Tabela 1). Essa tendência se confirma nos Estados Unidos, onde as famílias de baixa renda gastam 49% de sua renda em alimentação, comparado as de média renda, 24%, com as de alta renda, 16%

(McDowell et al., 1997).

Em estudo recente sobre a tendência da alimentação para o ano 2.020, Rosegrant e Sombilla (1997) indicam que o consumo de alimentos nos países em desenvolvimento deve aumentar neste período e que os preços reais dos alimentos estão caindo mais rápido do que a 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. Esta é mais uma razão que corrobora a hipótese de que as relações cruzadas da demanda de carne no Brasil mudaram.

Objetivo

O objetivo geral deste trabalho é analisar o comportamento das relações cruzadas do sistema de demanda de carne no Brasil, no período de 1990 a 1997. Uma característica dos estudos de demanda é que, sem exceção, a referência feita pelo investigador, quando se depara com uma elasticidade-cruzada negativa para carnes ou para outros produtos que, *a priori*, são considerados “substitutos” é de que o resultado encontrado não está de acordo com o esperado, encerrando o assunto. 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.

Os objetivos específicos são:

- a) Estimar as elasticidades-preço e as elasticidades-renda das demandas de carne de boi, de frango e suína no Brasil;
- b) Avaliar as mudanças das elasticidades-cruzadas entre as carnes de boi, de frango e suína, em comparação com a situação antes dos anos 90 e com as evidências recentes de outras economias;
- c) Apresentar sugestões para os formuladores de política e para os agentes tomadores de decisão desses segmentos da economia brasileira.

MODELO TEÓRICO

As relações econômicas cruzadas entre bens, tratadas na literatura como relações de complementaridade e de substitutibilidade, são abordadas nos livros e nos artigos técnicos como pontos de absoluta aceitação. A idéia é simples: bens complementares são aqueles cujos consumos tendem a variar paralelamente, como o café e o açúcar (Santana e Silva, 1998), e produtos substitutos são aqueles cujo consumo tende a variar em sentido inverso como café e chá, lápis e caneta e carne de boi e carne de frango, encontrados para o Brasil, até meados dos anos 80 (Fernandes et al. 1987), e para o Estado do Pará, em período recente (Santana, 1998).

Na verdade, embora seja bastante simples, a idéia 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. Complementaridade perfeita implica um consumo que se realiza 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 consumido sem meia. Substitutibilidade perfeita trata-se 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 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, os quais devem ser devidamente identificadas 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.

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, ao aumentar a quantidade de X , a utilidade

marginal de Y aumenta; e são substitutos quando, ao aumentar 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 dada função de utilidade:

$$u = u(x, y),$$

$$u_{xy} = \frac{\partial^2 u}{\partial x \partial y}$$

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

Esta definição tem duas propriedades importantes. A primeira diz respeito à incorporação da idéia intuitiva das relações de complementaridade e de substituibilidade. 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.

Neste aspecto, Hicks encerra o assunto de forma tal que, ainda hoje, é amplamente aceito (Simonsen, 1987). 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 preço de um dos produtos, acompanhado de um aumento compensatório de renda suficiente para deixar o consumidor sobre a mesma superfície de indiferença.

Didaticamente, tem-se que a demanda de carne fundamenta-se 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 (Varian, 1984):

$v(p, r) =$	$\max : u(q)$
$-$	$s.a. \quad p \cdot q = r$

em que $v(p, r)$ é uma função de utilidade indireta e representa a máxima utilidade encontrada para dados níveis de preços p (vetor de preços dos n produtos) e renda r . Obtém-se a função de utilidade indireta, substituindo-se as equações de demanda na função de utilidade direta $u(q)$, de modo a obter-se: $v(p, r) = u[q(p, r)]$. A quantidade q , que otimiza o problema, é tida como aquela que maximiza o desejo do consumidor para dado nível de preços e renda, e a função que as relaciona é chamada de função demanda marshalliana, cuja representação é dada por $q = q(p, r)$.

Uma propriedade importante da função de utilidade indireta é a de estabelecer uma identidade entre a função de demanda marshalliana (ou demanda ordinária), obtida da maximização da função de 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 $q_m(p, r) = q_h[p, v(p, r)]$

A vantagem desta identidade é que, como a demanda compensada não é diretamente observável, porque depende da utilidade, a demanda ordinária, expressa pela renda e pelos observáveis, possibilita, com o emprego desta última, realizar as mesmas análises empíricas daquela.

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 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 mais apropriada para representar as relações cruzadas de demanda do que a demanda compensada, por admitir que os produtos sejam substitutos, uma vez que Hicks admitia que os bens tendem a ser mais substitutos do que complementares. Em razão disso, trabalha-se com um sistema de demanda agregada marshalliana de carne, no Brasil.

Para finalizar essa abordagem teórica, as relações de substitutibilidade e de complementaridade podem ser ilustradas por uma

função de demanda marshalliana, definida a seguir:

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

em que q_x , p_x , p_y , r = são, respectivamente, a quantidade demandada do produto X, o preço do produto X, o preço do produto Y e a renda dos consumidores.

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. Note-se que, para o caso de dois produtos, a idéia é facilmente compreendida, porém o conceito se torna 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.

As carnes de boi, de frango e de suínos, como já referido na seção anterior, são as três principais fontes de proteína do Brasil. De início, espera-se que esses produtos sejam substitutos imperfeitos, uma vez que ambos são fontes de proteína e podem ser consumidos individualmente. Entretanto, com a nova tendência do consumo que se processa fora de casa, nos restaurantes *self-services*, nas redes de *fast-food* e nas churrascarias, e do consumo de alimentos prontos e semi-prontos em casa, onde essas carnes são consumidas conjuntamente, o princípio da simetria pode ser violado. Sendo assim, as duas relações no consumo podem ser encontradas no Brasil. Para esclarecer esta questão, serão analisadas, empiricamente, as relações econômicas entre as três fontes de proteína.

MODELO ECONOMÉTRICO

No Brasil, as relações de demanda de carne têm sido estudadas por meio de modelos uniequacionais e modelos simultâneos de oferta e demanda (Silva et al., 1977; Brandt, 1980; Santana, 1988). Fernandes et al. (1989), por outro lado, empregam o modelo de Rotterdam para o sistema de demanda de carne, considerado o último estudo geral sobre o tema. Em nível internacional, as análises recentes empregam modelos diferenciados e, ou, combinados, agrangendo desde os sistemas de demanda hicksiano, marshalliano, de Rotterdam, até o sistema ideal, de Deanton (Hayes et al., 1990; Moschini e Vissa, 1993; Park et al., 1996; Piggott et al., 1996). Em todos estes trabalhos, a preocupação é com a análise trivial dos resultados sob a manto da teoria neoclássica e, ou, com a apresentação de alguma contribuição ou inovação nas formulações matemáticas dos modelos propostos. Por outro lado, é geral também 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, faz-se o contrário, inicia-se com o estudo dos fatos econômicos para se chegar ao modelo adequado e evidenciar a realidade.

O modelo econométrico proposto, para representar as equações de demanda de carne de boi, de frango e de suíno, é um sistema de equações aparentemente não-relacionadas, cuja aplicação é inédita no Brasil. Uma justificativa para o emprego deste 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 erro das demais equações. Se esta 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 sejam autocorrelacionados. Esta 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), incluindo a hipótese de autocorrelação dos resíduos, é a seguinte:

$$Q_{it} = P_{it} \beta_i + \varepsilon_{it}$$

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

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

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \Omega; \varepsilon_i' = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})$$

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

em que

$Q_i = \varepsilon_i$ é o vetor de variáveis endógenas, representando as quantidades demandadas das carnes de boi, de frango e suína, em tonelada por mês;

$P_i = \varepsilon_i$ é o vetor de variáveis exógenas, representando os preços das carnes de boi, de frango e suína, em (R\$/t), e a renda do consumidor (R\$);

$\varepsilon_i = \varepsilon_i$ é o vetor de resíduos, geralmente assumido 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-se os dados transformados e a matriz Σ .

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 pelo emprego dos valores obtidos na estimação de MQO, para a matriz $\hat{\sigma}_{ij}$, que é o estimador de Σ .

$$\Sigma = \hat{\sigma}_{ij} = \hat{s}_{ij} = ((\varepsilon'_i \varepsilon_j) / \max(T_i, T_j))$$

O vetor β , de MQG, é dado por:

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

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

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

A cada passo, o Eviews estima a equação por mínimos quadrados não-lineares (MQNL) para obter a matriz de variância e covariância dos resíduos, para construir a matriz Σ e para completar a primeira interação. O processo continua até que todos os coeficientes converjam. A estimação é feita pelo método de máxima probabilidade com informação plena.

Antes de o 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 elasticidade-preço e renda serão testadas. Deve ficar claro que tais propriedades não são requisitos obrigatórios para o sistema de demanda agregada, daí a necessidade do teste.

Hipótese de simetria:

$$H_0: \eta_{ij} = \eta_{ji} \quad e \quad H_a: \eta_{ij} \neq \eta_{ji} \quad ; \quad i \neq j, (i, j = \text{boi, frango, suíno}).$$

Hipótese de homogeneidade de renda:

$$H_0: \sum \eta_{ri} = 1 \quad e \quad H_a: \sum \eta_{ri} \neq 1$$

Homogeneidade de elasticidade-preço e renda:

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

O SUR, ao incluir 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 serão submetidas ao teste de Wald (Judge et al., 1985, Greene, 1997), para aferir sua conveniência.

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

$$H_0: R\beta = r \quad \text{e} \quad H_a: R\beta \neq r$$

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 3, e na restrição de homogeneidade, m é igual a 1.

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

$$\lambda_w = \frac{[(e'_r \Omega^{-1} e_r) - (e'_i \Omega^{-1} e_i)]}{\sigma_i^2} \xrightarrow{d} \chi^2_{(m)}$$

em que

$e_r = Q - P\beta_r$, relativo ao modelo restrito

$e_i = Q - P\beta_i$, relativo ao modelo irrestrito.

O sistema de equações de demanda marshalliana de carne, a ser estimado para o Brasil, no período de 1990 a 1997, incluindo uma variável *dummy* (VD), para captar o efeito sazonal entre os períodos de safra e entressafra e os termos de erro auto-regressivos AR(i), será apresentado na forma duplo logarítmica. Os dados mensais de salário mínimo, de preços e de quantidades de carne empregados na pesquisa foram obtidos do Anualpec (1998). Os dados mensais do índice geral de preços (IGP-DI) foram obtidos de Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas (1991-98).

Modelo SUR para as equações de demanda:

$$\begin{bmatrix} \ln QCB_t \\ \ln QCF_t \\ \ln QCS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{r1} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{r2} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{r3} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \ln PCB_t \\ \ln PCF_t \\ \ln PCS_t \\ \ln SM_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_1 & \rho_{1i} \\ \varphi_2 & \rho_{2i} \\ \varphi_3 & \rho_{3i} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} VD \\ AR(i) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

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

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, apresentam-se os resultados dos testes estatísticos de autocorrelação serial e das hipóteses de simetria e homogeneidade, realizados para melhor especificar o modelo *SUR*, proposto para estimação do sistema de demanda de carne do Brasil, no período de 1990 a 1997. Na seqüência, serão apresentados os resultados do modelo *SUR* completo.

Testes de autocorrelação

A estatística de Durbin-Watson deixa clara a presença de autocorrelação serial positiva nos resíduos das três equações, uma vez que o valor tabulado para 95g.l., do limite inferior da estatística *d*, é 1,579, a 5% de probabilidade, é superior aos valores encontrados para as equações de demanda (Tabela 2). As estatísticas *F* e *n.R*² indicam que o termo de erro da equação de demanda de carne de boi é autocorrelacionado de primeira ordem; da equação de carne de frango é autocorrelacionado de terceira ordem; e da equação de carne suína é autocorrelacionado de segunda ordem (Tabela 2). Por isso, o modelo *SUR* foi reestruturado para incluir os termos de erro auto-regressivos nas equações.

Tabela 2 – Resultados dos testes para autocorrelação dos resíduos das equações de demanda do modelo *SUR*, Brasil, 1990/1997

Estatística	Equações de demanda de carne		
	Carne de boi	Carne de frango	Carne de suíno
Estatística Durbin-Watson - <i>d</i>	0,8645	0,9831	0,9802
Coefficiente auto-regressivo - ρ			
Primeira ordem – <i>AR</i> (1)	0,5774	0,4133	0,4583
Segunda ordem – <i>AR</i> (2)	-	0,3427	0,2145
Terceira ordem – <i>AR</i> (3)	-	0,1018	-
Testes Estatísticos do <i>Eviews</i>			
Estatística <i>F</i>	41,8261	17,4887	18,1994
Estatística (<i>n.R</i> ²) ~ χ^2	30,6919	36,1145	28,0894
Probabilidade	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados da correlação contemporânea dos termos de erro entre as equações são diferentes de zero e elevados, conforme evidenciam os dados da matriz de correlação dos resíduos (Tabela 3), o que justifica a adequação do modelo de equações aparentemente não-relacionadas. Estes resultados, juntamente com os de autocorrelação serial, justificam o emprego do método de mínimos quadrados generalizados para estimação do modelo.

Tabela 3 – Matriz de correlação dos resíduos do modelo SUS, Brasil, 1990/1997

<i>Equação</i>	<i>ln QCBt</i>	<i>ln QCAt</i>	<i>ln QCSt</i>
<i>ln QCBt</i>	1,00000		
<i>ln QCAt</i>	-0,18510	1,00000	
<i>ln QCSt</i>	0,65078	-0,09790	1,00000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Testes de hipóteses

Os resultados da Tabela 4 mostram que apenas a restrição de homogeneidade para a elasticidade-renda é válida, a 5% de probabilidade (Tabela 4). Diante disto, o modelo SUR auto-regressivo, a ser estimado, incluirá esta restrição.

A rejeição das demais hipóteses não causa espanto, dado que a demanda agregada não está presa a tais pressupostos e que tais propriedades, embora sejam condição suficiente para a demanda individual, constituem apenas condição necessária para determinação da função de demanda agregada.

Tabela 4 – Resultados do teste de Wald para as restrições de simetria e homogeneidade do sistema de demanda agregada de carne, Brasil, 1990/1997

<i>Hipótese</i>	<i>Teste de Wald - λ_w</i>	<i>Probabilidade</i>
Hipótese de simetria no modelo auto-regressivo		
Elasticidades-cruzadas: $\eta_{ij} = \eta_{ji}$	6,585	0,0863
Hipótese de homogeneidade		
Elasticidades-preço e renda: $\sum \eta_{ij} + \eta_{ir} = 0$	2,917	0,4045
Elasticidade-renda: $\sum \eta_{ir} = 1$	178,878	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Resultados do modelo SUR

Os resultados obtidos da estimação do sistema de demanda agregada marshalliana de carne são apresentados na Tabela 5. Os sinais dos parâmetros estão coerentes com a teoria do consumidor e diferentes de zero, a 5% de probabilidade, exceto os coeficientes das variáveis preços da carne de boi e de suíno, nas equações de carnes de frango e suína. O poder explicativo das variáveis exógenas, avaliado pelo coeficiente de determinação ajustado, é superior a 54% na equação de carne de boi; a 81% na equação de carne de frango; e a 77% na equação de carne suína, é considerado bom. O coeficiente da variável *dummy* (período de safra igual a 1 e zero para entressafra) foi negativo para as três equações, porém não foi diferente de zero para a equação de carne de boi. Este comportamento indica que, na ausência da variável *dummy*, o consumo autônomo de carne seria superestimado. A autocorrelação serial dos termos de erro desapareceu e a estimação do modelo por mínimos quadrados generalizados (máxima probabilidade com plena informação) ganhou eficiência assintótica.

O modelo foi estimado nos logaritmos naturais; por isso, as elasticidades podem ser lidas diretamente dos resultados da Tabela 5.

As elasticidades-preço são da ordem de -0,271, -0,332 e zero, respectivamente, para as carnes de boi, de frango e suína. Isto significa que as demandas de carnes de boi e de frango são inelásticas no preço, enquanto a demanda de carne suína é perfeitamente inelástica. Para

variações de 10% nos preços das carnes de frango e de boi, a quantidade demandada varia em sentido contrário, cerca de 3,32% e 2,71%, respectivamente. Em consequência do aumento específico no preço da carne de frango, as demandas de carne de boi e suína também variam, respectivamente, 2,84% e 4,0% na direção contrária. Como as variações de preços das carnes de boi e de suíno não influenciam a demanda de carne de frango, admite-se que esta seja quem sinaliza, impõe dinâmica e promove o ajustamento no mercado de carnes do Brasil.

Com respeito às elasticidades-renda, foram obtidos os resultados de 0,195 para carne de boi, 0,393 para carne de frango e 0,413 para carne de suíno, indicando que variações de 10% na renda dos consumidores produzem deslocamentos diferenciados, porém na mesma direção, de 4,13% na demanda de carne suína, de 3,93% na demanda de carne de frango e de 1,95% na demanda de carne de boi, permitindo classificá-los como produtos essenciais à alimentação do brasileiro.

Quanto às elasticidades-cruzadas, ponto de maior interesse desta pesquisa, tem-se que a carne de frango é um produto complementar das carnes de boi e suína. A carne suína é substituta da carne de boi e independente da carne de frango. Por sua vez, a carne de boi mostrou-se independente das demais carnes. Estes resultados são suficientes para validar a hipótese de que as relações cruzadas de demanda de carne mudaram no Brasil, acompanhando a tendência mundial.

As informações da Tabela 6 permitem evidenciar a mudança ocorrida nas relações de substitutibilidade entre as carnes de boi, de frango e suína no Brasil, antes e depois dos anos 80, e comparar a situação recente (anos 90) com os resultados encontrados para os Estados Unidos, Canadá, Austrália, Japão e União Européia.

Tabela 5 - Resultados do modelo SUR para o sistema de demanda de carne, Brasil, 1990/1997

Método de Estimação: Full Information Maximum Likelihood				
<i>Equação 1: Carne de Boi – ln QCB_t</i>				
Variável exógena	Coefficiente	Desvio	Estatística-t	Prob.
Constante - α_{10}	12.15008	0.128320	94.68552	0.0000
ln PCB _t - η_{11}	-0.271008	0.092878	-2.917890	0.0038
ln PCF _t - η_{12}	-0.283880	0.053681	-5.288280	0.0000
ln PCS _t - η_{13}	0.287824	0.088675	3.245841	0.0013
ln SM _t - η_{1r}	0.194563	0.033957	5.729621	0.0000
VD - φ_1	-0.022993	0.020803	-1.105257	0.2701
AR(1) - ρ_1	0.513190	0.083321	6.159229	0.0000
R-quadrado	0.570602	Média da var. dependente		13.09531
R-ajustado	0.541325	S.D. var. dependente		0.098746
S.E. da regressão	0.066876	Soma quadrado resíduo		0.393574
Durbin-Watson (d)	1.808889			
<i>Equação 2: Carne de Frango – ln QCA_t</i>				
Constante - α_{10}	10.27922	0.505757	20.32442	0.0000
ln PCB _t - η_{11}	-0.053700	0.155457	-0.345436	0.7300
ln PCF _t - η_{12}	-0.332142	0.088374	-3.758382	0.0002
ln PCS _t - η_{13}	0.203265	0.127185	1.598183	0.1112
ln SM _t - η_{1r}	0.393237	0.058705	6.698494	0.0000
VD - φ_2	-0.073470	0.032679	-2.248196	0.0254
AR(1) - ρ_1	0.412694	0.112168	3.679253	0.0003
AR(2) - ρ_2	0.362792	0.107558	3.372981	0.0009
AR(3) - ρ_3	0.039931	0.106813	0.373837	0.7088
R-quadrado	0.826924	Média da var. dependente		12.53255
R-ajustado	0.810441	S.D. var. dependente		0.216516
S.E. da regressão	0.094268	Soma quadrado resíduo		0.746455
Durbin-Watson (d)	1.976397			
<i>Equação 3: Carne de Suíno – ln QCS_t</i>				
Constante - α_{10}	9.147919	0.265181	34.49686	0.0000
ln PCB _t - η_{11}	-0.012032	0.115270	-0.104381	0.9169
ln PCF _t - η_{12}	-0.399882	0.077563	-5.155589	0.0000
ln PCS _t - η_{13}	0.197996	0.127760	1.549748	0.1224
ln SM _t - η_{1r}	0.413100	0.048280	8.556341	0.0000
VD - φ_3	-0.118713	0.027777	-4.273863	0.0000
AR(1) - ρ_1	0.490472	0.096164	5.100372	0.0000
AR(2) - ρ_2	0.218259	0.095979	2.274016	0.0238
R-quadrado	0.792251	Média da var. dependente		11.61998
R-ajustado	0.772698	S.D. var. dependente		0.175178
S.E. da regressão	0.083518	Soma quadrado resíduo		0.592901
Durbin-Watson (d)	2.068929			
Log Likelihood		370.6842	Relativo ao sistema de	
Determinant residual covariance		9.56E-08	demanda	

Fonte: Resultados da pesquisa.

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 de boi e de suíno, até os anos 80, para ser complementar nos anos 90, houve também mudança substancial nos coeficientes de elasticidade-preço e de elasticidade-renda. Com respeito às elasticidades-renda, tem-se que as carnes de boi e de suíno deixaram de ser bens de luxo para se tornarem bens essenciais à dieta do brasileiro. Nota-se, ainda, que a demanda de carne de frango tornou-se mais elástica à renda. Com relação às elasticidades-preço, cabe observar que as demandas tornaram-se mais inelásticas, com destaque para as carnes de frango e de suíno.

Uma explicação para as mudanças nas elasticidades-renda e elasticidades-preço diretas está na queda acentuada dos preços reais das carnes de boi (-19,61%), de frango (-27,06%) e de suíno (-5,68%), de 1990 a 1997, e no salário mínimo, que teve um incremento médio de 44,56%, ou seja, a participação dos gastos realizados na aquisição destes produtos, sobretudo nas camadas de renda mais baixas, diminuiu e, em consequência, as demandas se tornaram mais inelásticas no preço e na renda. No caso específico do frango, uma razão para a demanda tornar-se mais elástica deve-se à agregação de valor e, principalmente, ao *marketing*, que o caracterizou como produto alimentar de alta qualidade e sadio, no que se refere às doenças do coração e à obesidade.

As mudanças ocorridas nas relações cruzadas da demanda de carne, como já ficou claro desde o início, foram por causa da nova dinâmica do consumo, que priorizou alimentos de maior valor adicionado, de maior qualidade e segurança e 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 em alimentação fora de casa perderam espaço para os alimentos preparados, entre os consumidores pertencentes à classe de baixa renda, e aumentaram, ligeiramente, entre os consumidores das classes de renda média e alta, no período 1987/88 a 1995/96 (Tabela 7). Por outro lado, no mesmo período, os gastos com alimentos preparados aumentaram substancialmente em relação aos com alimentos *in natura*. Tais

resultados apóiam a hipótese formulada neste trabalho, uma vez que a nova onda de consumo induziu as indústrias a se modernizarem para atender às necessidades dos consumidores por alimentos preparados de maior valor adicionado e ao hábito de consumo fora de casa. Como o frango é que revolucionou o mercado, em termos de agregação de valor, da diversificação e do atendimento às necessidades do consumidor, relativamente às outras carnes, passou a ser um produto complementar das demais carnes, ou seja, consome-se mais frango junto com outras carnes.

A comparação dos resultados obtidos neste estudo com os encontrados em outras economias mostra que as relações de substitutibilidade entre a carne de frango e as carnes de boi e suína também estão ocorrendo no mundo inteiro, como indicam os dados sobre os Estados Unidos, Canadá, Austrália, Japão e União Européia (Tabela 6). Observa-se que a carne de frango é complementar da carne de boi, no Brasil e no Japão; da carne de suíno, no Brasil e nos Estados Unidos; e da carne de carneiro na Austrália. No Japão, a carne de boi também é complementar da carne de frango. Adicionalmente, os dados revelam que as carnes de boi 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, o crustáceo é um produto complementar do salmão congelado.

O fato interessante que aflora destes resultados é que nenhum estudo tenta justificar as razões por que tais mudanças estejam ocorrendo. Os autores limitam-se a dizer que os resultados foram contrários ao esperado; no caso da União Européia, sequer é feita referência à complementaridade encontrada entre crustáceo e salmão congelado, ponto este que distingue as análises deste trabalho com as análises triviais de demanda.

Afinal, como os agentes econômicos devem absorver e empregar tais resultados? Qual a implicação destes resultados na política agrícola?

Em primeiro lugar, mudam-se completamente as estratégias dos agentes econômicos no que diz respeito à obtenção de competitividade no mercado interno, ou seja, nesta dinâmica atual de consumo, a

complementaridade deu-se em função do distanciamento do segmento avícola em relação aos demais, no que se refere ao adicionamento de valor à carne de frango e à diversificação das linhas de produção, de modo a atender adequadamente às necessidades do consumidor. Isto significa que os segmentos de carne de boi e suína terão de avançar nesta direção, reduzindo margens e investindo na qualidade, na preparação de alimentos e no *marketing*, para atender às necessidades do consumidor nos mesmos padrões da carne de frango. Caso contrário, torna-se muito difícil manter seu *market share* no mercado interno de proteína animal.

Outra implicação importante é para os formuladores de política, as quais terão de rever os métodos e fórmulas empregadas no dimensionamento da demanda, nas projeções de consumo e no desenho de programas de abastecimento.

Tabela 6 – Coeficientes de elasticidades-preço e renda de carne no Brasil e nos Estados Unidos, Brasil, 1990/1997

<i>Tipos de Carne</i>	η_r	<i>Elasticidade-preço - η_{ij}</i>		
		<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Suíno</i>
<i>Resultados da pesquisa - Brasil</i>				
Boi	0,195	-0,271	-0,054 ns	-0,012 ns
Frango	0,393	-0,284	-0,332	-0,400
Suíno	0,413	0,288	0,203 ns	0,198 ns
<i>Outros resultados - Brasil</i>				
	η_r	<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Suíno</i>
Boi	1,050	-0,290	0,190	0,100
Frango	0,130	0,840	-0,700	-
Suíno	1,190	0,340	0,530 ns	-0,190
<i>Resultados - Estados Unidos</i>				
	η_r	<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Suíno</i>
Boi	0,326	-0,302	0,068	0,240
Frango	0,354	0,022 ns	-0,102	-0,018
Suíno	0,211	0,148	0,024 ns	-0,287
<i>Resultados - Canadá</i>				
	η_r	<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Suíno</i>
Boi	1,075	-0,885	0,002 ns	0,191
Frango	0,766	0,156 ns	-0,804	-0,119
Suíno	1,021	-0,264 ns	-0,115	-0,641
<i>Resultados - Austrália</i>				
	η_r	<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Carneiro</i>
Boi	1,822	-0,421	0,336 ns	0,679
Frango	0,177 ns	-0,143 ns	-0,463	-1,259
Carneiro	0,426	0,431	-0,104 ns	-0,472
<i>Resultados - Japão</i>				
	η_r	<i>Boi</i>	<i>Frango</i>	<i>Peixe</i>
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
<i>Resultados - União Européia</i>				
	η_r	<i>Sal. fresco</i>	<i>Sal. Cong.</i>	<i>Crustáceo</i>
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: Resultados da pesquisa. Fernandes et al. (1989), Silva et al. (1997), Hayes (1990), Moschini e Vissa (1993), McNulty e Huffman (1992), Piggott et al. (1996). ns = não-significante. η_r = elasticidade-renda.

Tabela 7 – Gastos de alimentação das famílias de São Paulo, segundo a classe de renda, 1995/1996

<i>Categoria de despesa</i>	<i>Renda baixa Até 5 SM</i>	<i>Renda média De 5 até 20 SM</i>	<i>Renda alta 20 e mais SM</i>
Alimentos preparados/refeição fora de casa			
Brasil – 1995/96	6,22	3,03	2,35
Brasil – 1987/88	5,07	3,35	2,39
Alimentos preparados/ <i>in natura</i>			
Brasil – 1995/96	2,44	2,40	3,49
Brasil – 1987/88	1,36	1,92	2,69

Fonte: IBGE (1989, 1997). SM = salários mínimos.

CONCLUSÕES

O trabalho insere-se numa área de pesquisa que, nos últimos anos, foi negligenciada no Brasil. Ao contrário da análise trivial, os resultados abrem novos caminhos para orientar a tomada de decisão dos agentes econômicos que desejam entrar no negócio de carnes e dos formuladores de política, no que se refere aos estudos de dimensionamento da demanda e das projeções de consumo e na orientação dos programas de abastecimento.

As principais conclusões do trabalho são:

- a) A carne de frango deixou de ser substituto para tornar-se um produto complementar das carnes de boi e suína no mercado brasileiro. A razão disso está na reestruturação que a indústria alimentar fez para atender às necessidades do consumidor por alimentos preparados e ao crescente hábito de o consumidor alimentar-se fora de casa.
- b) As carnes de boi e de suíno deixaram de ser produtos de luxo para se tornarem produtos essenciais à alimentação do consumidor brasileiro. Isto ocorreu em razão da queda de preço da carne e do aumento da renda no período analisado.
- c) As demandas de carne de frango e de boi foram inelásticas no preço, enquanto a de carne suína foi perfeitamente inelástica no preço, no período analisado.
- d) A demanda de carne de frango não é influenciada por variações de

preços das carnes de boi e de suíno, mas imprime fortes mudanças em tais demandas, a ponto de sinalizar e, ou, induzir ao ajustamento do mercado de carne brasileiro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGRIANUAL. *Anuário da agricultura brasileira*. São Paulo: FNP, 1999.
- AGROANALYSIS. Rio de Janeiro, v.18, n.2, 5 e 10, 1998.
- ANUALPEC. *Anuário da pecuária brasileira*. São Paulo: FNP, 1998.
- BRANDT, S.A. *Comercialização agrícola*. Piracicaba: Livroceres, 1980.
- 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.
- EVIIEWS. *User's guide*. Irvine: QMS, 1998. Versão 3.0.
- FERNANDES, S.A. PANIAGO, E., LIMA, J.E. Análise de políticas relacionadas com a demanda e a oferta de carnes no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.27, n.4, p.437-61, 1989.
- GREENE, W.H. *Econometric analysis*. 3 ed. London: Prentice-Hall, 1997.
- HAYES, D. J. WAHL, T.I., WILLIANS, G.W. Testing restrictions on a model of Japanese meat demand. *American Journal of Agricultural Economics*, v.72, n.3, p.556-566, 1990.

- IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares – 1987/88*. Rio de Janeiro: Fibge, 1989.
- IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares – 1995/96*. Rio de Janeiro: Fibge, 1997.
- JACOBY, B.G., SKOUFIAS, E. Testing theories of consumption behavior using information on aggregate shocks: income seasonality and rainfall in rural India. *American Journal of Agricultural Economics*, v.80, n.1, p.1-14, 1998.
- JUDGE, G.G. GRIFFITHS, W.E., HILL, R.C., LÜTKEPOHL, 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: McGraw-Hill, 1988.
- MARTINELLI JR., O. *As tendências recentes da indústria 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., HUFFMAN, 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 systems. *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.78, n.2, p.290-300, 1996.
- PARK, J.L., CAPPS JR., O. Demand for prepared meals by U.S. households. *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. 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, 1998. p.637-652.
- SANTANA, A.C. *Métodos quantitativos em economia*. Belém: FCAP, 1998.
- 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, A.C., SILVA, M.C. *Cadeia produtiva do café: análise de mercado e avaliação de políticas*. Belém: SAGRI; FCAP - Imprensa Oficial, 1998. 52p.

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. *Microeconomic analysis*. 2 ed. New York: Norton, 1984.