

COMERCIALIZAÇÃO DA CARNE BOVINA: MARGENS, CUSTOS E SUBPRODUTOS

José Luiz Parré e Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros***

RESUMO - Este trabalho objetiva examinar o impacto dos preços dos subprodutos e dos custos de comercialização na formação da margem de comercialização de carne bovina no estado de São Paulo. Foram utilizados dados mensais de preços da carne, nos níveis de produtor, atacado e varejo; preços dos subprodutos obtidos no atacado; preços do óleo diesel, salário-mínimo e taxa de juros. O período considerado foi março de 1986 a junho de 1994. As equações de preços foram estimadas por mínimos quadrados em dois estágios e as equações de preços e margem total foram estimadas pelo método SUR. A análise dinâmica foi realizada por meio dos multiplicadores de Theil. Os resultados mostram que os impactos originários da produção e do consumo nas margens de comercialização predominam sobre os impactos causados pelos insumos de comercialização. Também foi constatada a importância da consideração dos subprodutos nos estudos de margem de comercialização.

Termos para indexação: Transmissão de preços, multiplicadores de Theil, método SUR.

* Engenheiro-agrônomo, mestre em economia agrária, doutorando em economia aplicada do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP, Caixa Postal 9, CEP 13418-900, Piracicaba, SP.

** Engenheiro-agrônomo, Ph.D. em economia, professor titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP, Caixa Postal 9, CEP 13418-900, Piracicaba, SP.

MARKETING BEEF:

MARGINS, COSTS AND BYPRODUCTS

ABSTRACT - *The main objective of this study was to determine the impact of marketing costs and beef byproducts on the marketing margin in the São Paulo beef market. Monthly data on producer, wholesale and retail beef prices, as well as prices of byproducts at the wholesale level, diesel fuel prices, minimum wage and interest rates were used. The time period considered in the study goes from March 1986 to June 1994. The price equations were obtained using two stage least squares and the price and total margin equations were estimated using the SUR method. The dynamic analysis was performed using the Theil's multipliers method. The results show that the impacts of shocks in production and consumption on marketing margins are stronger than the impacts caused by the marketing inputs. The importance of considering byproduct effects in marketing margin studies was also verified.*

Index terms: *Price transmission; Theil's multipliers; SUR method.*

INTRODUÇÃO

Este trabalho objetiva examinar o impacto dos preços dos subprodutos e dos custos de comercialização na formação da margem no mercado de carne bovina no estado de São Paulo. Para isso, desenvolve-se um modelo teórico de margem de comercialização entre os níveis de produtor, atacado e varejo. A análise dinâmica dos impactos é realizada por meio dos multiplicadores de Theil.

A relevância do estudo decorre da importância econômica representada pelos subprodutos do processamento do boi, os quais são, em geral, desconsiderados nos estudos da margem. Como consequência, não é raro encontrar estudos — BLISKA, 1989, por exemplo — em que, por dificuldade na obtenção de dados necessários, detectam-se margens muito pequenas e, às vezes, negativas ao atacado, sugerindo que tal segmento chegue a operar com prejuízo, em certas ocasiões. De qualquer forma, a omissão do valor de subprodutos pode levar a resultados enganosos. Além disso, como atualmente existe disponibilidade satisfatória de dados dos subprodutos, não se justifica mais a desconsideração destes em análises da comercialização do boi e seus

derivados.

BARROS (1987) e MARQUES (1993) demonstram que o preço ao produtor deve ser corrigido, de forma que possa ser comparado com a unidade vendida ao varejo, ou seja, calcula-se a porcentagem que os subprodutos representam no valor total obtido na venda, no nível imediatamente mais alto de mercado, e desconta-se do preço de custo — preço ao produtor.

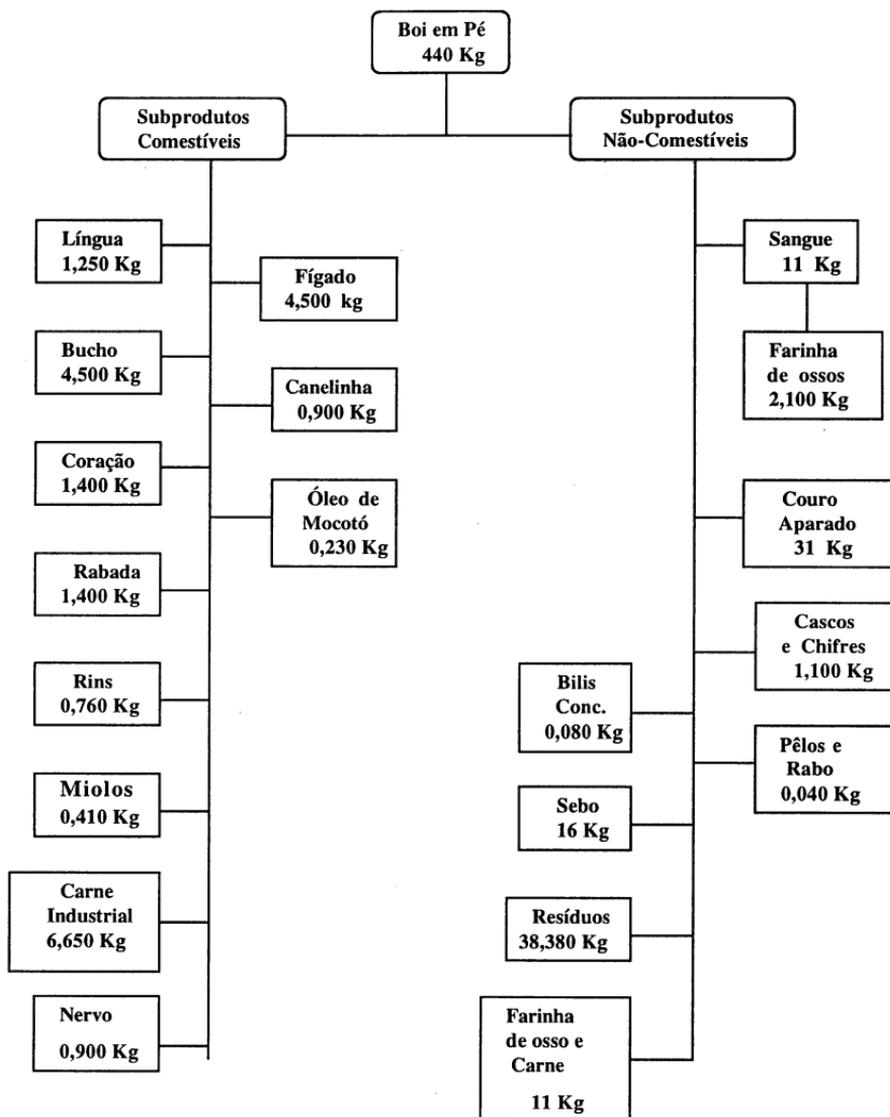
As margens calculadas sem a obtenção de preços equivalentes devidos aos subprodutos serão denominadas *parcelas* de comercialização da carne bovina — total, do varejo e do atacado —, ficando a denominação *margens* reservada àquelas calculadas pelos preços equivalentes dos subprodutos.

CANTO *et alii* (1986) apresentam os coeficientes técnicos de processamento de um bovino, ou seja, todos os subprodutos que devem ser considerados no cálculo de margens de comercialização de carne bovina e respectivos rendimentos — cf. Figura 1.

A Tabela 1, a seguir, mostra a participação da carcaça e dos subprodutos na constituição do valor do boi comercializado ao atacado, na forma de médias anuais, para o período de 1986 a 1993. Nota-se a importância relativa dos subprodutos que apresentam participação mínima de 10,78% no valor do boi ao atacado para o ano de 1991, e valor máximo de 15,37%, para o ano de 1988. Portanto, essas cifras não podem ser desconsideradas no cálculo da margem de comercialização.

FIGURA 1

Subprodutos para o cálculo de margens de comercialização de carne bovina e respectivos rendimentos



Fonte: CANTO (1986).

TABELA 1

*Participação da carcaça, dos subprodutos comestíveis, dos subprodutos não comestíveis e dos subprodutos totais na constituição do valor do boi comercializado ao atacado. Médias anuais de 1986 a 1993**

Anos	carcaça	subprodutos comestíveis	subprodutos não comestíveis	subprodutos totais
1986	85,87	3,30	10,82	14,12
1987	89,20	3,28	7,51	10,79
1988	84,62	4,14	11,23	15,37
1989	84,75	4,96	10,28	15,24
1990	88,00	4,74	7,24	11,98
1991	89,21	3,86	6,92	10,78
1992	86,17	4,26	9,56	13,82
1993	84,73	4,16	11,10	15,26

Fonte: CANTO (1986), IEA e Intercarnes; elaboração dos autores.

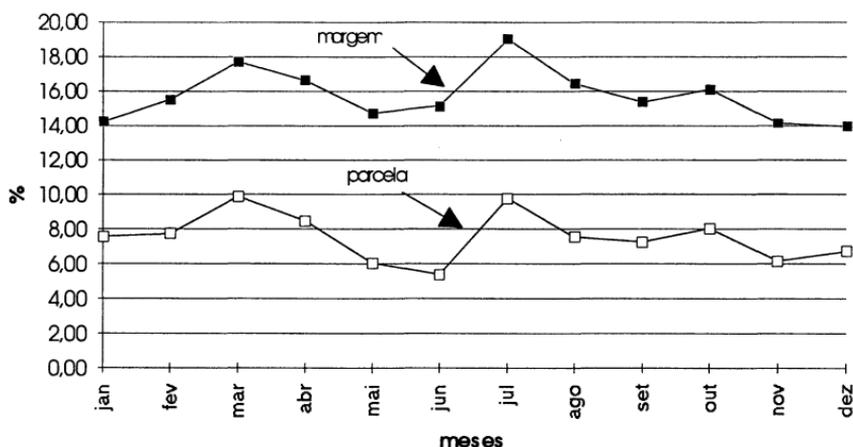
* Em %.

Na figura 2, a seguir, são apresentados os valores das margens de comercialização da carne bovina ao atacado no estado de São Paulo, considerando-se e omitindo-se a existência de subprodutos. Quando considerados os subprodutos, as margens do atacadista tendem a ser maiores, pois incorporam o valor de venda destes.

Na seção seguinte apresenta-se o modelo econômico. Na terceira seção, apresentam-se os dados e os procedimentos. Seguem-se, então, os resultados e as conclusões da pesquisa.

FIGURA 2

*Parcela percentual do atacado e margem percentual do atacado de carne bovina para o estado de São Paulo**



Fonte: PARRÉ (1995).

* Médias mensais (1986/1993).

Modelo teórico

O modelo utilizado na pesquisa é proposto por PARRÉ (1995), baseado, fundamentalmente, nos modelos de HEIEN (1980) e de BARROS (1990), em que se consideram três níveis de mercado — produtor, atacado e varejo. As variações de preços iniciar-se-ão, por hipótese, no nível de atacado, ou seja, no nível de atacado os preços se ajustam instantaneamente, de acordo com o excesso de demanda. Considerando que, nos níveis de varejo e produtor, as transações sejam descentralizadas e ocorrem com defasagem em relação às transações ao atacado, as mudanças de preços nesses níveis dar-se-ão por meio de ajustes parciais até atingirem o preço de equilíbrio ou *preço-meta*.

Como não existe certeza de que a mudança de preços observada ao atacado tem caráter permanente, em vez de cobrar imediatamente o

preço-meta, existe uma tendência de ir-se ajustando os preços, paulatinamente, em direção ao *preço-meta*. Os ajustamentos parciais e por excesso de demanda são formas de se admitir a existência de desequilíbrio nos mercados no curto prazo.

Estabelecendo-se que, no curto prazo, os setores de atacado e varejo operam de acordo com uma função do tipo de Leontief (proporções fixas), tem-se:

$$V = \min\left(\frac{A}{b_1}, \frac{Z}{b_2}\right) \text{ e } A = \min\left(\frac{P}{c_1}, \frac{X}{c_2}\right),$$

em que V , A e P são quantidades do produto ao varejo, atacado e produtor, respectivamente; Z e X são quantidades de insumos de comercialização usados ao varejo e ao atacado, respectivamente; b_1 , b_2 , c_1 , c_2 são coeficientes técnicos de produção.

A demanda ao varejo é uma função linear do preço ao varejo (v_t):

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t \quad \theta_1 < 0. \quad (1)$$

O *preço-meta* dos agentes varejistas é dado por:

$$v_t^* = b_1 a_t + b_2 z_t, \quad (2)$$

em que a e z são preços do produto ao atacado e do insumo de comercialização Z .

O preço ao varejo altera-se por ajustes parciais:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha (v_t^* - v_{t-1}) \quad 0 \leq \alpha < 1 \quad (3)$$

O preço ao atacado ajusta-se por excesso de demanda:

$$a_t - a_{t-1} = \delta (A_t^d - A_t^s) \quad \delta > 0 \quad (4)$$

A demanda ao atacado (A^d) é obtida pela conversão da demanda ao varejo do período anterior:

$$A_t^d = b_1 V_{t-1}^d. \quad (5)$$

A oferta ao atacado (A^s) é obtida por conversão da oferta ao produtor

(P_t^s) :

$$A_t^s = \frac{P_t^s}{c_1} \quad (6)$$

A oferta ao produtor é uma função linear do preço recebido (p) no período anterior:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} \quad \gamma_1 > 0. \quad (7)$$

Dado o tipo de função de produção considerada ao atacado e cada a conseqüente relação entre preços de insumos e do produto (HEIEN), pode-se escrever a seguinte expressão

$$a_t = c_1(p_t^* - \rho s_t) + c_2 x_t,$$

em que $0 \leq p \leq 1$ mede o grau em que os subprodutos são levados em consideração, ao se determinar a_t . Sendo assim, a equação (8), que representa o *preço-meta* ao produtor, toma a forma que segue:

$$p_t^* = \frac{a_t - c_2 x_t}{c_1} + \rho s_t, \quad (8)$$

em que a , x e s são, respectivamente, os preços do produto ao atacado, dos insumos de comercialização e dos subprodutos obtidos ao atacado, por kg de carcaça.

No curto prazo, o preço ao produtor ajusta-se parcialmente:

$$p_t - p_{t-1} = \beta(p_t^* - p_{t-1}) \quad 0 < \beta < 1. \quad (9)$$

FORMA ESTRUTURAL

Das equações (4), (5), (1), (6) e (7) chega-se à seguinte expressão do preço ao atacado:

$$a_t = \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} - \delta \frac{\gamma_1}{c_1} p_{t-1} + a_{t-1}. \quad (10)$$

Ao analisar os sinais da expressão (10), verifica-se que o preço ao atacado é influenciado, negativamente, pelos preços defasados ao varejo e ao

produtor.

Das equações (2) e (3) obtém-se:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha(b_1 a_t + b_2 z_t - v_{t-1}).$$

Isolando-se o preço corrente ao varejo, tem-se:

$$v_t = (1 - \alpha)v_{t-1} + \alpha b_1 a_t + \alpha b_2 z_t \quad (11)$$

A expressão (11) mostra que o preço ao varejo é influenciado, positivamente, pelo preço ao varejo defasado e pelo preço ao atacado corrente, e também sofre influência positiva dos insumos de comercialização utilizados ao varejo.

Substituindo-se a equação (8) na (9):

$$p_t - p_{t-1} = \beta \left(\frac{a_t - c_2 x_t}{c_1} + \rho s_t - p_{t-1} \right).$$

Isolando-se o preço ao produtor:

$$p_t = (1 - \beta)p_{t-1} + \frac{\beta}{c_1} a_t - \beta \frac{c_2}{c_1} x_t + \beta \rho s_t \quad (12)$$

A equação (12) mostra que o preço ao produtor é, positivamente, influenciado pelos preços ao produtor defasado e pelo preço corrente ao atacado, e é, negativamente, afetado pelos preços dos insumos de comercialização usados ao atacado e, positivamente, pelos preços dos subprodutos.

As equações (10), (11) e (12) constituem a forma estrutural do modelo. Observa-se que, de posse das estimativas dos coeficientes dessas equações, podem-se obter os valores de alguns parâmetros que serão de grande importância para uma interpretação mais detalhada dos resultados.

Na equação (11), sabendo-se a estimativa do coeficiente de v_{t-1} , facilmente estima-se o valor do parâmetro α ; e sabendo-se a estimativa do coeficiente de a_t , juntamente com o valor de a — já obtido — chega-se à estimativa de b_1 . Da mesma forma, sabendo-se a estimativa do coeficiente de z_t , estima-se o valor de b_2 .

A partir da equação (12), sabendo-se a estimativa dos coeficientes de p_{t-1} , a_t , x_t e s_t ; obtêm-se, da mesma maneira que foi explicado acima, as estimativas de β , c_1 , c_2 e ρ .

Formas reduzidas e final

A forma reduzida é mais conveniente que a estrutural, para analisar os efeitos de mudanças exógenas no comportamento das variáveis endógenas, embora não permita verificar a estrutura de funcionamento do mercado. Porém, quando ocorrem variáveis endógenas defasadas, THEIL (1971) apresenta uma terceira forma, a forma final, que seria mais adequada para mensurar o efeito dos choques nas variáveis exógenas, por apresentar as variáveis endógenas como função apenas das variáveis exógenas correntes e defasadas.

A obtenção da forma final dos preços ao varejo, ao produtor e ao atacado e da margem total de comercialização, parte-se das formas reduzidas, que são apresentadas, a seguir, nas equações (13), (14) e (15).
 Substituindo-se a equação (10) na equação (11), tem-se (13)

$$v_t = ab_t \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \left[1 - \alpha (ab^2 \delta \theta_1) \right] v_{t-1} - ob_1 \delta \frac{\gamma_1}{c_1} p_{t-1} + ob_1 a_{t-1} + ob_2 z_t.$$

Substituindo-se a equação (10) na (12):

$$p_t = \delta \frac{\beta}{c_1} \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \frac{\beta}{c_1} \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} + \left[(1 - \beta) \frac{\beta}{c_1} \left(\delta \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right] p_{t-1} + \frac{\beta}{c_1} \alpha_{t-1} - \beta \frac{c_2}{c_1} x_t + \beta \rho s_t \tag{14}$$

No caso do preço ao atacado, as formas estrutural e reduzida são representadas pela equação (10):

$$a_t = \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} - \delta \frac{\gamma_1}{c_1} p_{t-1} + a_{t-1}. \quad (10)$$

A margem de comercialização é a diferença de preços de quantidades equivalentes em diferentes níveis de mercado. Como

$$MT_t = v_t - b_1 c_1 (p_t - s_t), \quad (15)$$

tem-se, das equações (13) e (14):

$$MT_t = \left\{ (\alpha - \beta) \left[b_1 \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right] \right\} + \left[(1 - \alpha) + (\alpha b_1^2 \delta \theta_1) - b_1^2 \beta \delta \theta_1 \right] v_{t-1} + \left\{ \left(-\alpha b_1 \delta \frac{\gamma_1}{c_1} \right) - [b_1 c_1 (1 - \beta)] + \left(b_1 \beta \delta \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right\} p_{t-1} + [b_1 (\alpha - \beta)] a_{t-1} + (1 - \beta \rho) b_1 c_1 s_t + \alpha b_2 z_t + b_1 \beta c_2 x_t$$

Fazendo-se

$$k_0 = \left\{ (\alpha - \beta) \left[b_1 \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right] \right\}$$

$$k_1 = \left[(1 - \alpha) + (\alpha b_1^2 \delta \theta_1) - b_1^2 \beta \delta \theta_1 \right]$$

$$k_2 = \left\{ \left(-\alpha b_1 \delta \frac{\gamma_1}{c_1} \right) - [b_1 c_1 (1 - \beta)] + \left(b_1 \beta \delta \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right\}$$

$$k_3 = [b_1 (\alpha - \beta)]$$

$$k_4 = (1 - \beta \rho) b_1 c_1$$

Tem-se

$$MT_t = k_0 + k_1 v_{t-1} + k_2 p_{t-1} + k_3 a_{t-1} + k_4 s_t + \alpha b_2 z_t + b_1 \beta c_2 x_t \quad (15')$$

A equação (15') representa a margem total de comercialização a ser estimada. Analisando o sinal de k_1 , espera-se que o preço ao varejo defasado afete, positivamente, a margem total reduzida, caso $\alpha > \beta$, e, negativamente, caso contrário. O coeficiente do preço ao produtor defasado, k_2 , é de difícil determinação, pois depende de uma expressão que envolve um número grande de coeficientes de valores desconhecidos. O preço ao atacado defasado afetará, positivamente, a margem de comercialização, se $\alpha > \beta$, e, negativamente, caso contrário. Os valores dos subprodutos tendem a influenciar positivamente, a margem. Os insumos de comercialização, usados ao atacado e ao varejo, afetam, positivamente, a margem total reduzida de comercialização.

A seguir, colocam-se, na forma de vetores e matrizes, as variáveis e os coeficientes desse sistema de equações reduzidas:

$$y_t = \begin{bmatrix} v_t \\ p_t \\ a_t \\ MT_t \end{bmatrix} \quad w_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \\ s_t \end{bmatrix}$$

$$d_0 = \begin{bmatrix} \alpha b_1 \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \\ \delta \frac{\beta}{c_1} \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \\ \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \\ (\alpha - \beta) \left(b_1 \delta \left(b_1 \theta_0 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) \right) \end{bmatrix}$$

$$D_1 = \begin{bmatrix} 1 - \alpha(ab_1^2\delta\theta_1) & \left(\alpha b_1 \delta \frac{\gamma_1}{c_1}\right) & \alpha b_1 & 0 \\ \left(\frac{\beta}{c_1} \delta b_1 \theta_1\right) & \left((1 - \beta) - \frac{\beta}{c_1} \left(\delta \frac{\gamma_1}{c_1}\right)\right) & \frac{\beta}{c_1} & 0 \\ (\delta b_1 \theta_1) & \left(-\delta \frac{\gamma_1}{c_1}\right) & 1 & 0 \\ (1 - \alpha) + (\alpha b_1^2 \delta \theta_1) - b_1^2 \beta \delta \theta_1 & \left(\left(\alpha b_1 \delta \frac{\gamma_1}{c_1}\right) - [b_1 c_1 (1 - \beta)] + \left(b_1 \beta \delta \frac{\gamma_1}{c_1}\right)\right) & (b_1 (\alpha - \beta)) & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} \alpha b_2 & 0 & 0 \\ 0 & -\beta \frac{c_2}{c_1} & \beta \rho \\ 0 & 0 & 0 \\ \alpha b_2 & b_1 \beta c_2 & (1 - \beta) b_1 c_1 \rho \end{bmatrix}$$

Após definir as matrizes e os vetores, o sistema formado pelas equações reduzidas é representado pela seguinte equação:

$$y_t = d_0 + D_1 y_{t-1} + D_2 w_t + \varepsilon_t,$$

em que ε_t é o vetor de desvios das equações reduzidas, incluído na forma ser estimada.

Defasando y_t de um período e substituindo o resultado no lado direito da equação anterior:

$$y_t = d_0 + D_1 (d_0 + D_1 y_{t-2} + D_2 w_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) + D_2 w_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = (I + D_1) d_0 + D_1^2 y_{t-2} + D_2 w_t + D_1 D_2 w_{t-1} + \varepsilon_t + D_1 w_{t-1}$$

Para concluir a obtenção da forma final, substituem-se, continuamente, os valores defasados de y :

$$y_t = (I + D_1)^{-1} d_0 + D_2 w_t + \sum_{j=1}^{\infty} D_1^j D_2 w_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} D_1^j \varepsilon_{t-j}$$

A condição necessária e suficiente para que D_1^s se aproxime de uma matriz nula, à medida que s aumenta indefinidamente, é que todas as raízes características da matriz D_1 estejam dentro do círculo unitário. Diz-se, então, que houve convergência do modelo, e as estimativas dos parâmetros de D_1 podem ser utilizadas na verificação da convergência. Mediante multiplicadores de impacto, pode-se visualizar em quantos reais variam as variáveis endógenas, quando ocorre uma variação de um real nas variáveis exógenas. O efeito imediato é dado pela primeira matriz de coeficientes: D_2 ; o efeito com defasagem de um período é dado por $D_1 D_2$; o efeito com defasagem de dois períodos é dado por $D_1^2 D_2$; o efeito com defasagem k é igual a $D_1^k D_2$; e o efeito total é dado por $(I - D_1)^{-1} D_2$.

DADOS E PROCEDIMENTOS

As séries de preços utilizadas nesta pesquisa foram obtidas de três fontes básicas, a saber: Instituto de Economia Agrícola (IEA), Boletim Informativo *Intercarnes* e Fundação Getúlio Vargas (FGV), no período de janeiro de 1986 a junho de 1994. Todas as séries foram deflacionadas com base no Índice Geral de Preços — disponibilidade interna (IGP-DI) —, elaborado pela Fundação Getúlio Vargas, com base em junho de 1994.

As séries de preços mensais nos níveis de produtor — atacado e varejo — foram obtidas do IEA. Ao produtor toma-se a média do preço do quilo do boi gordo, ponderando-se para várias regiões de produção do estado de São Paulo. Ao atacado foram obtidos os preços do quilo de quarto traseiro, quarto dianteiro e ponta de agulha, para a cidade de São Paulo. Os preços de varejo correspondem ao valor médio do quilo de carne vendido aos consumidores também para a cidade de São Paulo.

As séries com os preços dos subprodutos foram obtidas de levantamentos diários realizados pelo boletim informativo *Intercarnes*. Com base nesses dados, foram calculadas as médias mensais. Esses preços

estão expressos em valor médio do conjunto de subprodutos gerado por animal abatido.

Os insumos de comercialização utilizados são óleo diesel, cujos preços mensais foram obtidos do IEA; mão-de-obra, cujos custos mensais, medidos pelos salários-mínimos, foram obtidos da FGV; e taxas de juros, cuja fonte foi Taxa de Juros do Brasil (1992). A taxa de juros utilizada é o custo real efetivo do financiamento do capital de giro — pagamento em seis meses — cobrado pelas instituições financeiras.

Um dos procedimentos adotados foi a inclusão dos valores do salário mínimo, do óleo diesel e da taxa de juros como medidas aproximadas dos custos dos insumos de comercialização utilizados ao varejo e ao atacado — respectivamente, z e x . Na impossibilidade de se obterem variáveis que diferenciasssem os custos de comercialização nos mercados de varejo e de atacado, optou-se por utilizar a mesma variável para ambos os mercados.

Na tentativa de melhor ajustamento dos modelos foi incluída uma variável binária, para o período de outubro de 1986 a maio de 1987, quando as séries apresentaram comportamento atípico pelo efeito das distorções causadas pelo Plano Cruzado; foi incluída, também, uma variável tendência. Apesar de o período em análise envolver outros planos econômicos — tais como Plano Verão e Plano Collor —, estes não causaram mudanças profundas no comportamento das séries de preços nesse mercado. Foram, assim, desconsiderados na análise.

Para aumentar a eficiência dos estimadores, as equações da forma final foram estimadas conjuntamente, utilizando-se, para isso, o método SUR (*Seemingly Unrelated Regression Equations*).¹ O método SUR é utilizado quando o erro de uma das equações de regressão está correlacionado com algum erro de outra equação de regressão, no mesmo período de tempo. Correlação entre erros de diferentes equações, em dado período de tempo, é conhecida como *correlação contemporânea*.

Portanto, além de todos os pressupostos do modelo de regressão linear clássico, deve-se assumir que:

$$\text{cov}(e_{it}, e_{jt}) = E[e_{it}e_{jt}] = \sigma_{ij} \quad i, j = 1, 2, \dots, k$$

(k = quantidade de equações)

As variáveis utilizadas nas estimações são as seguintes:

MT_t , a margem total de comercialização (produtor-varejo) da carne

bovina;

v_t , preço ao varejo, no mês t ;

p_t , preço ao produtor, no mês t ;

a_t , preço ao atacado, no mês t ;

s_t , valor dos subprodutos, no mês t ;

SM_t , salário-mínimo do mês t ;

OD_t , preço do óleo diesel, no mês t ;

TJ_t , taxa real de juros, no mês t ;

ZI_t , variável binária, que assume valor 1, nos meses de outubro de 86 a maio de 87, e valor zero, nos demais meses;

td_t , variável tendência; e

ε_t é o erro.

RESULTADOS

EQUAÇÕES DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS

Na Tabela 2, estão representadas as estimativas das equações de preços (10), (11) e (12), feitas por mínimos quadrados em dois estágios. De acordo com o modelo estrutural, os preços ao atacado não sofrem influência instantânea dos insumos de comercialização. Ao se analisar a significância dos coeficientes dos preços defasados, observa-se que todos se apresentam significativos, e os preços defasados ao produtor apresentam sinal contrário ao previsto pela equação (10); o preço ao varejo, de acordo com a equação (11), sofre influência positiva e significativa do preço ao atacado corrente, estando os resultados de acordo com o esperado; os insumos de comercialização não apresentaram coeficientes significativos, porém, o óleo diesel e a taxa de juros apresentaram coeficientes com sinais positivos de acordo com o esperado. O preço ao produtor (12) foi positivamente influenciado pelo preço defasado ao produtor — significativo — e pelo preço ao atacado atualizado — significativo —, de acordo com o esperado; o preço dos subprodutos — significativo — também apresentou coeficientes com sinal

1 Para maiores informações sobre o método SUR, cf. JUDGE (1988), cap. 11, p. 444.

positivo como era esperado; dos insumos de comercialização — todos não significativos —, apenas o óleo diesel apresentou coeficiente com sinal positivo, contrário ao esperado.

Essas estimativas permitem, como foi exposto anteriormente — no tópico sobre DADOS E PROCEDIMENTOS —, o cálculo do valor de alguns dos parâmetros do modelo estrutural.

As estimativas da equação de preço ao varejo (11) permitem que se estime o valor de α e de b_1 : 0,6288 e 1,5547, respectivamente. Pode-se dizer que, a cada período, o preço observado ao varejo move-se em direção ao *preço-meta* dos varejistas, a uma taxa de 0,6288 — como indica (3). Como b_1 é o coeficiente técnico de produção entre os níveis de atacado e varejo, conclui-se que 1 kg do produto (carne) ao varejo equivale a 1,5547 kg do produto ao atacado, com um rendimento em torno de 64%.

TABELA 2

Estimativas do ajustamento em dois estágios das equações simultâneas dos preços nos níveis de produtor, atacado e varejo, no mercado de carne bovina no estado de São Paulo; dados mensais de 1986 a 1993

Variáveis e estatísticas	preços ao atacado	preços ao varejo	preços ao produtor
<i>Constante</i>	0,5484 (4,459)***	-	-
v_{t-1}	-0,4547 (-4,526)***	0,3712 (7,353)***	-
p_{t-1}	0,4287 (2,466)**	-	0,1817 (2,379)**
a_{t-1}	1,0169 (5,275)***	-	-
a_t	-	0,9776 (10,262)***	0,5270 (5,287)***
s_t	-	-	0,0053 (5,727)***
SM_t	-	-0,0016 (-0,833)	-0,0008 (-0,707)
OD_t	-	0,1834 (0,494)	0,2067 (0,889)
TJ_t	-	0,0021 (0,444)	-0,0002 (0,081)
<i>Binária</i>	0,2270 (1,877)*	0,0163 (0,163)	0,0106 (0,172)
R^2	0,8153	0,9951	0,9948
<i>G.L.</i>	88	87	86
<i>dw</i>	2,030	1,486	1,536

Entre parênteses estão os valores do teste t; os testes F são significativos a 1%.

Os testes de Durbin-Watson (*dw*), indicaram a rejeição da hipótese de autocorrelação dos resíduos

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Fonte: dados da pesquisa.

As estimativas da equação de preço ao produtor (12) permitem que se estime o valor de β , de c_1 e de ρ : de 0,8183; 1,5528 e 1,5, respectivamente. Para o cálculo de ρ é preciso lembrar que o valor dos subprodutos (s_i) corresponde a um boi inteiro que, no frigorífico, gera 235,2kg de carcaça. Logo, o valor dos subprodutos, por kg de carcaça, será $s_i/235,2$.

Na regressão, tem-se:

$$0,0053 = \frac{\beta\rho}{235,2}, \text{ portanto } \rho = 1,5.$$

A interpretação desses resultados é a seguinte :

O parâmetro β determina como se comporta o ajuste de preços ao produtor (9), podendo-se, então, afirmar que, a cada período, o preço observado ao produtor tende ao preço-meta dos produtores, a uma taxa de 0,8183. Como c_1 é o coeficiente técnico de produção entre os níveis de produtor e atacado, conclui-se que 1kg do produto ao atacado equivale a 1,5528kg do produto ao produtor, com rendimento em torno de 64%.

Foi visto que ρ mede o grau em que os subprodutos são considerados, ao se determinar o preço ao atacado; portanto, como o valor de ρ é relativamente alto, conclui-se que os subprodutos são considerados, ao se determinar o preço ao atacado. O valor de ρ , segundo o modelo teórico, estaria entre 0 e 1; na impossibilidade de se aplicar um teste para analisar a probabilidade de ρ assumir valor maior que 1, pode-se concluir, pelo menos, que ρ tenha magnitude não desprezível.

Um exame crítico dos resultados desta seção aponta algumas estimativas pouco satisfatórias tanto para os coeficientes técnicos de transformação da carne entre níveis de mercado, como para ρ — o grau com que os subprodutos são considerados no processo de formação de preços. Dificuldades de duas naturezas parecem ter levado aos resultados obtidos.

Por um lado, parece que, uma vez mais, não se logrou captar adequadamente o efeito dos preços dos insumos de comercialização sobre os preços de mercado. Variáveis como salário-mínimo, óleo diesel e taxa de juros, como em outros estudos (BARROS, 1990; AGUIAR, 1994) não refletem com precisão o papel dos custos de comercialização na formação dos preços agropecuários. Esforços continuam sendo feitos na direção de melhor especificar aqueles custos em modelos econômicos.

Por outro lado, pode-se questionar a validade da pressuposição de concorrência no mercado de carne bovina. Elevados coeficientes técnicos podem estar captando efeitos não-concorrenciais na razão de formação de preços, tal como em (2) e em (8). Análises de modelos não competitivos (BARROS, 1987; MAIER, 1993) sugerem que, além do coeficiente de transformação propriamente dito, os parâmetros dos preços naquelas expressões incorporam um efeito multiplicador maior que a unidade que reflete poder das firmas no mercado. Esses dois aspectos deverão receber maior atenção em futuras pesquisas.

MULTIPLICADOR DE THEIL

A Tabela 3 apresenta as equações reduzidas de preço ao atacado (10), preço ao varejo (13), preço ao produtor (14) e margem total reduzida (15), estimadas, conjuntamente pelo método *Seemingly Unrelated Regression* (SUR), de Zellner. Essas estimativas serão utilizadas para constituir as matrizes de relações das variáveis endógenas (D_1) e de choques das variáveis exógenas (D_2), vistas no tópico sobre MODELO TEÓRICO.

Essas estimativas mostram que os subprodutos influenciam, positivamente, o preço ao produtor e a margem total, como previsto pelo modelo teórico. Tal influência pode ser explicada pelo fato de que o preço ao produtor não aumenta na mesma proporção dos subprodutos, portanto, a margem aumenta pela incorporação de parte da variação dos subprodutos. Deve ser levado em conta, também, que os preços ao produtor e dos subprodutos afetam os preços ao varejo, no próximo período.

Nas tabelas 4, 5, 6 e 7 estão apresentados os multiplicadores, que foram obtidos do produto das matrizes (D_1), (D_2) e que mostram o efeito dinâmico dos custos de comercialização e dos subprodutos.

As matrizes são compostas pelos coeficientes das equações reduzidas de preços e de margem total:

$$D_1 = \begin{bmatrix} -0,0756 & 0,7654 & 0,5314 & 0 \\ -0,4257 & 0,6932 & 0,5636 & 0 \\ -0,4548 & 0,4287 & 1,0169 & 0 \\ 0,3685 & -0,0146 & -0,0226 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_1 = \begin{bmatrix} -0,0029 & 0,6241 & -0,0031 & 0 \\ -0,0010 & 0,0850 & -0,0010 & 0,0035 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,0023 & -0,7412 & -0,0018 & 0,0114 \end{bmatrix}$$

As raízes características da matriz D_1 apresentam os valores 0; 0,4852; 0,4852; e 0,6642. Como todas essas raízes são menores que 1, não se rejeita a hipótese de convergência dinâmica do modelo.

A Tabela 4 apresenta os impactos na margem total de comercialização. Verifica-se que o salário-mínimo apresenta impacto inicial negativo, contrário ao esperado, mas que se torna positivo a partir do quarto mês. O efeito total é negativo. O óleo diesel também apresenta impacto inicial negativo, contrário ao esperado, tornando-se positivo a partir do terceiro mês, e tendo efeito total negativo. A taxa de juros apresenta impacto inicial negativo e efeito total nulo, que pode ser explicado pelo fato de o efeito total dessa variável nos preços ao produtor e ao varejo ser da mesma magnitude, neutralizando seu efeito sobre a margem total. Os subprodutos apresentam resultados de acordo com o previsto, impacto inicial e total positivos, tendo pequena alteração de efeito apenas no segundo mês. Pode-se dizer que o aumento de R\$ 1,00 no preço dos subprodutos leva a aumentos imediatos na margem total de comercialização de R\$ 0,0014 e o efeito total é de um aumento de R\$ 0,0041.

A Tabela 5 representa os impactos nos preços ao varejo. O salário-mínimo apresenta um impacto inicial negativo, mudando de sinal a partir do terceiro mês, e mostrando um efeito total positivo sobre o preço ao varejo. Um aumento de R\$ 1,00 no preço do óleo diesel faz

com que o preço ao varejo diminua de R\$ 0,6241, contrário ao previsto, entretanto, o efeito total causa um aumento de R\$ 1,7784. A taxa de juros apresenta efeito inicial negativo, contrário ao previsto, porém apresenta efeito total positivo. Os valores dos subprodutos apresentam efeito positivo nos primeiros sete meses que se seguem ao choque, sendo que seu efeito imediato é nulo, e o efeito total é positivo.

Na Tabela 6, estão representados os impactos no preço ao produtor. O salário-mínimo apresenta impacto inicial negativo, de acordo com o esperado; ou seja, um aumento de R\$ 1,00 no valor do salário-mínimo leva a uma diminuição imediata no preço ao produtor da ordem de R\$ 0,0010; porém, o efeito total é positivo. O óleo diesel apresenta impacto inicial e total positivo, contrário ao esperado. A taxa de juros apresenta comportamento semelhante ao salário-mínimo: efeito inicial negativo e efeito total positivo. Os subprodutos apresentam impacto inicial positivo, de acordo com o previsto, tendo efeito total positivo da ordem de 0,0081.

A Tabela 7, que representa os impactos no preço ao atacado, apresenta todos os impactos iniciais nulos. O salário-mínimo apresenta, no segundo mês, impacto positivo, mantendo o mesmo sinal até o último mês do estudo. O óleo diesel apresenta sinal, a partir do segundo mês, positivo, e o efeito total também positivo; pode-se dizer que o aumento de R\$ 1,00 no preço do óleo diesel leva a aumentos no preço ao atacado, após doze meses, de R\$ 2,1804. A taxa de juros também apresenta sinal positivo, em todos os meses da análise, sendo o primeiro mês nulo. Os subprodutos iniciam sua influência com efeitos positivos, tornando-se nulos a partir do sétimo mês, porém, o efeito total dos subprodutos no preço ao atacado é positivo.

Pode-se melhor apreender os impactos estimados nesta análise, considerando-se conjuntamente as Tabelas 4, 5 e 6.

Assim, por exemplo, nota-se que uma elevação de 20% no salário-mínimo atual, ou seja, um aumento de R\$ 20,00, resultaria em elevação de cerca de R\$ 0,10 (dez centavos) no preço da carne bovina ao produtor, repassado ao varejo no mesmo instante. Nesse caso, provavelmente, como reflexo do custo da mão-de-obra no custo de produção, um efeito não incluído na análise, o que, aliás, provavelmente, aconteça com os demais insumos analisados. De qualquer forma, o efeito total líquido sobre a margem total de comercialização será muito pequeno ou praticamente nulo.

Um aumento de R\$ 1,00 no preço do óleo diesel também impacta, de forma semelhante, os preços ao produtor e ao varejo. Como o aumento ao produtor é ligeiramente superior, resulta em leve redução — de cerca de R\$ 0,10 — na margem de comercialização.

No caso da taxa de juros, como os efeitos nos preços ao produtor e ao varejo são de magnitude semelhante, seu efeito sobre a margem é neutro.

CONCLUSÕES

Em primeiro lugar, ficou evidente a importância da consideração do valor dos subprodutos para uma avaliação mais realista do desempenho do segmento atacadista — frigoríficos, na presente pesquisa. A desconsideração daquele valor pode conduzir à subestimação de até 50% na margem de comercialização daquele segmento.

Esforços também foram envidados no sentido de formular modelos econômicos capazes de explicar o processo de formação de preços da carne bovina em seus vários níveis de mercado. Esses esforços conduziram a modelos relativamente simplificados e a resultados que ainda precisam ser analisados com cautela. As estimativas obtidas para os coeficientes técnicos de transformação da carne bovina podem ser consideradas muito altas. Como consequência, esforços adicionais devem ser feitos em futuros estudos, no sentido de apurar os modelos atuais, considerando, explicitamente, a questão da falta de concorrência nos mercados. Mais atenção deverá receber também a questão da medida dos custos de comercialização, embora, nesse aspecto, haja problemas de falta de levantamentos detalhados dos custos, por parte dos órgãos encarregados pela geração de estatísticas econômicas do setor agropecuário.

Tais dificuldades — que certamente sugerem uma agenda de muito trabalho para os estudiosos de comercialização agropecuária — não impediram, totalmente, a quantificação preliminar dos impactos dos itens de custo de comercialização sobre os preços de mercado e o entendimento de como esses preços e margens se inter-relacionam quando os preços desses itens variam.

TABELA 3

Estimativas das equações reduzidas da margem total e dos preços, aos níveis de produtor, atacado e varejo, utilizando método SUR, no mercado de carne bovina no estado de São Paulo, dados mensais de 1986 a 1993.

Variáveis e estatísticas	preços ao atacado	preços ao varejo	preços ao produtor	margem total
<i>Constante</i>	0,5484 (4,459)***	1,1973 (5,407)***	0,4761 (3,300)***	0,71909 (4,556)***
v_{t-1}	-0,4547 (-4,526)***	-0,0755 (-0,497)	-0,4257 (-4,635)***	0,3685 (4,160)***
p_{t-1}	0,4287 (2,466)**	0,7654 (2,954)***	0,6932 (4,239)***	-0,0146 (-0,096)
a_{t-1}	1,0169 (5,275)***	0,5313 (1,832)*	0,5616 (3,333)***	-0,0226 (-0,138)
a_t	-	-	-	-
s_t	-	-	0,0035 (4,295)***	0,0014 (2,264)**
SM_t	-	-0,0029 (-1,837)*	-0,0010 (-0,824)	-0,0023 (-1,489)
OD_t	-	-0,6241 (-1,733)*	0,085 (0,304)	-0,7412 (-2,131)**
TJ_t	-	-0,0031 (-0,726)	-0,0010 (-0,305)	-0,0017 (-0,437)
<i>Binária</i>	0,2270 (1,877)*	0,4620 (2,565)**	0,1757 (1,688)*	0,2773 (2,778)**
R^2	0,8153	0,8000	0,8502	0,7595
<i>G.L.</i>	88	85	84	84
<i>dw</i>	2,030	1,827	2,138	1,877

Entre parênteses estão os valores do teste t; os testes F são significativos a 1%
Os testes de Durbin-Watson (dw) indicaram a rejeição da hipótese de autocorrelação dos resíduos

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%;

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4

Efeito dos choques nas variáveis exógenas sobre a margem total de comercialização da carne bovina — multiplicadores de THEIL

Meses	SM_t	$Diesel_t$	$Juros_t$	$Sub - prod._t$
0	-0,0023	-0,7412	-0,0018	0,0014
1	-0,0011	-0,2312	-0,0011	-0,0001
2	-0,0002	0,0294	-0,0002	0,0009
3	0,0003	0,1366	0,0003	0,0009
4	0,0005	0,1571	0,0006	0,0006
5	0,0005	0,1386	0,0006	0,0003
6	0,0005	0,1081	0,0005	0,0001
7	0,0003	0,0786	0,0004	0,0000
8	0,0003	0,0546	0,0003	0,0000
9	0,0002	0,0369	0,0002	0,0000
10	0,0001	0,0245	0,0001	0,0000
11	0,0001	0,0161	0,0001	0,0000
12	0,0001	0,0105	0,0001	0,0000
Total	-0,0007	-0,1614	0,0000	0,0041

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5

Efeito dos choques nas variáveis exógenas sobre os preços ao varejo da carne bovina — multiplicadores de THEIL

Meses	SM_t	$Diesel_t$	$Juros_t$	$Sub - prod._t$
0	-0,0029	-0,6241	-0,0031	0,0000
1	-0,0005	0,1122	-0,0005	0,0027
2	0,0009	0,4102	-0,0010	0,0025
3	0,0015	0,4622	0,0016	0,0016
4	0,0015	0,4046	0,0017	0,0008
5	0,0013	0,3145	0,0014	0,0004
6	0,0010	0,2281	0,0011	0,0001
7	0,0007	0,1583	0,0008	0,0000
8	0,0005	0,1069	0,0006	0,0000
9	0,0004	0,0708	0,0004	-0,0001
10	0,0002	0,0465	0,0002	0,0000
11	0,0002	0,0304	0,0002	0,0000
12	0,0001	0,0198	0,0001	0,0000
Total	0,0052	1,7784	0,0057	0,0078

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 6

Efeito dos choques nas variáveis exógenas sobre os preços ao produtor da carne bovina — multiplicadores de THEIL

Meses	SM_t	$Diesel_t$	$Juros_t$	$Sub - prod._t$
0	-0,0010	0,0850	-0,0010	0,0035
1	0,0005	0,3246	0,0006	0,0024
2	0,0011	0,3571	0,0012	0,0014
3	0,0012	0,3053	0,0012	0,0007
4	0,0010	0,2324	0,0010	0,0003
5	0,0007	0,1655	0,0008	0,0001
6	0,0005	0,1132	0,0006	0,0000
7	0,0004	0,0754	0,0004	0,0000
8	0,0002	0,0495	0,0003	0,0000
9	0,0002	0,0322	0,0002	0,0000
10	0,0001	0,0209	0,0001	0,0000
11	0,0001	0,0136	0,0001	0,0000
12	0,0000	0,0089	0,0000	0,0000
Total	0,0051	1,8007	0,0057	0,0081

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 7

Efeito dos choques nas variáveis exógenas sobre os preços ao atacado da carne bovina — multiplicadores de THEIL

Meses	SM_t	$Diesel_t$	$Juros_t$	$Sub - prod._t$
0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1	0,0009	0,3203	0,0010	0,0015
2	0,0014	0,4138	0,0015	0,0013
3	0,0015	0,3873	0,0016	0,0008
4	0,0013	0,3146	0,0014	0,0004
5	0,0010	0,2355	0,0011	0,0002
6	0,0008	0,1674	0,0008	0,0000
7	0,0005	0,1150	0,0006	0,0000
8	0,0004	0,0773	0,0004	0,0000
9	0,0003	0,0512	0,0003	0,0000
10	0,0002	0,0336	0,0002	0,0000
11	0,0001	0,0220	0,0001	0,0000
12	0,0001	0,0144	0,0001	0,0000
Total	0,0085	2,1804	0,0092	0,0041

Fonte: Dados da pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, D. R. D. "Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos", Piracicaba, 1994, 185p., tese de doutorado — Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- BARROS, G. S. A. C. *Economia da comercialização agrícola*, Piracicaba, FEALQ, 1987, 306p.
- "Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 44, n. 1, pp. 5-20, jan./mar. 1990.
- BLISKA, F. M. M. "Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial", Piracicaba, 1989, 209p., dissertação de mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- CANTO, W. L. "Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização", Campinas, Instituto de Tecnologia de Alimentos, 1986. 55p.
- CHIANG, A. *Matemática para economistas*, São Paulo, EDUSP/McGraw-Hill, 1982, 684p.
- ENSMINGER, M. E. *Producción bovina para carne*, Buenos Aires, Centro Regional de Ayuda Técnica, 1973, 595p.
- FGV. *Conjuntura Econômica*, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, diversos.
- GARDNER, B. L. "The farm-retail price spread in a competitive food industry", in *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57,

1975, pp. 399-409.

HEIEN, D. M. "Markup pricing in a dynamic model of food industry", in *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 62, 1980, pp. 10-18.

IEA. *Informações Econômicas*, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, diversos.
Intercarnes. Boletim Informativo, diversos, s. n. t.

JUDGE, G. G. *et alli*. *Introduction to the theory and practice of econometrics*, 2ª ed., Nova York, John Wiley & Sons, 1988. 1.024p.

JUNQUEIRA, P. C. & Canto, W. L. "Cesta de mercado — margens totais de comercialização", *Agricultura em São Paulo*, vol. 18, n. 9/10, set./out. 1971, pp. 1-46.

KMENTA, J. *Elementos de econometria*, 2ª ed., São Paulo, Atlas, 1988. 2v., 694 p.

MAIER, L. *The costs and benefits of U.S. agricultural policies with imperfect competition in food manufacturing*, Nova York, Garland Publishing, 1993, 305p.

MARQUES, P. V. *Margens de comercialização de produtos agrícolas*, "Série Didática Departamento de Economia e Sociologia Rural", ESALQ/USP, nº 81, 1993, p.1-11.

PARRÉ, J. L. "Influência dos custos de comercialização e dos subprodutos sobre a margem de comercialização da carne bovina", Piracicaba, 1995, 86p., dissertação de mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

TAXA DE JUROS NO BRASIL. São Paulo, Nova Análise Editora, 1992.

THEIL, H. *Principles of econometrics*, Nova York, John Wiley & Sons, Inc., 1971, 736 p.