

ELASTICIDADES PARCIAIS E TOTAIS DE DEMANDA E OFERTA DE CARNES BOVINA E SUÍNA NO MERCADO BRASILEIRO*

Jorge Gomes Lobato
Sergio Alberto Brandt
Alexandre Aad Neto
Alberto Martins Rezende
Marcília B. M. Oliveira**

1. INTRODUÇÃO

Os efetivos bovino e suíno apresentaram um acréscimo médio anual em torno de 3,18% e 4,18%, respectivamente, ao longo dos anos 1947/70 (2). Em 1973, a participação da carne bovina foi de 60% e a da suína foi de 30%, no total de carnes produzidas pelo País (5).

O Brasil vem se esforçando para diversificar os itens de produtos exportáveis, principalmente produtos agrícolas não-tradicionais, na tentativa de reduzir a dependência do comércio exterior, com relação a determinados produtos tradicionais. Assim, a carne bovina destaca-se no conjunto de bens exportáveis, a despeito de sua importância para o abastecimento interno e de algumas deficiências no setor de produção.

Recente estudo mostrou que o crescimento populacional e o aumento do padrão de vida têm resultado, em todo o mundo, em maior procura de carne.

Projeções da FAO, elaboradas em 1966, mostraram que o Brasil tenderia a tornar-se um país importador de carne bovina em 1975. Seu consumo anual *per capita* foi estimado em torno de 21 a 22 quilos (3).

Quando se analisam produção e consumo brasileiros de carne, observa-se que a taxa de crescimento do consumo de carne bovina, no período 1960/68, foi proporcional ao aumento da população, mas que o consumo *per capita* caiu de 18 para 17 quilos por ano.

Em geral, parece que o Governo está interessado em regularizar o mercado e, principalmente, em assegurar o consumo das populações assalariadas, com menor poder aquisitivo, além de manter o custo de vida em nível compatível com sua política global. Assim, define-se a satisfação do abastecimento interno como primeira prioridade, reconhecendo que, graças às elevadas taxas de crescimento do Produto Nacional Bruto, verificou-se acentuada elevação da demanda interna, embo-

* Esta pesquisa foi feita, em parte, com recursos do CNPq. Parte da tese de mestrado do primeiro autor.

Recebido para publicação em 17-03-1977.

** Respectivamente, técnico do Ministério da Agricultura, professores da U.F.V. e aluna do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural da U.F.V.

ra não se tenha obtido resposta correspondente e sustentada do setor de produção (4). O Poder Público pretende dinamizar os mecanismos de exportação, visando consolidar a posição de exportador já alcançada pelo País, embora modesta.

Importa conhecer e analisar o mercado interno para planificar melhor as políticas de abastecimento interno e de exportação.

A manutenção de um esquema para incrementar as exportações de carne bovina encontra apoio na expansão do consumo interno de carnes de animais de médio e pequeno porte, principalmente de carne suína. Entretanto, este setor da pecuária ainda se caracteriza pela produção de um produto de baixa qualidade, rico em gordura. É indispensável que se estudem as relações de mercado da carne suína, já que se pretende elevar o seu consumo como parte da estratégia para a liberação de maior parcela de carne bovina para exportação.

O objetivo geral deste estudo é analisar a estrutura do mercado nacional de carnes bovina e suína.

Os objetivos específicos são: a) estimar as elasticidades parciais, a curto e a longo prazos, de demanda de carnes bovina e suína; b) estimar as elasticidades de resposta total de demanda de carne bovina; e c) estimar as elasticidades parciais de oferta, a curto e longo prazos, de carnes bovina e suína.

2. METODOLOGIA

2.1. Origem dos Dados

Os dados de produção, preços e população foram obtidos, a partir de séries cronológicas, pelo MINISTÉRIO DA AGRICULTURA (2), F.G.V. (6) e FIBGE (1), compreendendo o período 1946/1970.

Para preço de carne bovina, utilizou-se um índice de preço ponderado. Todos os preços foram obtidos da relação entre valor da produção e quantidade produzida.

As quantidades de produtos utilizadas neste estudo são expressas em toneladas por ano. As séries de preços e renda *per capita* foram deflacionadas pelo índice geral de preços da F.G.V. (6), sendo a primeira expressa em cruzeiros de 1965/67 por quilo de produto e a segunda expressa em cruzeiros de 1965/67 por habitante, por ano.

2.2. Modelo Conceptual

SIMONSEN (16), em 1968, classificou as inovações em dois grupos: as que correspondem à introdução de um novo produto no mercado e as que correspondem a uma nova técnica de produção, que permite produzir mais com a mesma quantidade de recursos.

Para o caso da pecuária nacional, bovina e suína, pode-se pressupor que a tecnologia de produção tenha-se alterado nos últimos vinte anos. Por esta razão, será levada em conta nas funções de oferta. Usa-se uma variável de tendência para captar os efeitos de variações tecnológicas.

NERLOVE e BACHMAN (12), em 1960, afirmaram que, na produção de quase todos os bens, os insumos devem ser cometidos a um maior ou menor grau, algum tempo antes do início da produção, e que, por isso, o empresário pode basear seu plano, não sobre o que ele recebe, no presente, ou recebeu no passado, mas sobre o que ele espera receber no futuro. Assim, será usada como variável independente a variável quantidade ofertada, que é a dependente tomada com retardamento.

PINHEIRO e ENGLER (14), em 1975, sugeriram que as atividades de produção de leite e de carne bovina competiram pelo uso dos mesmos fatores de produção. Supõe-se, então, a necessidade da inclusão da variável preço de leite na equação de oferta de carne bovina como indicador de efeitos competitivos. Serão incluídas também as variáveis estoque de animais e taxa de inflação, já que a decisão do criador pode estar condicionada a alternativas de investimento em rebanho ou em objetivos não pecuários.

NERLOVE (13), em 1958, afirmou que, em economia, uma causa frequentemente produz seu efeito após um lapso de tempo denominado retardamento. Argumentou também que o problema de estimar retardamentos distribuídos equivale ao problema de estimar as elasticidades a longo prazo.

Nos modelos de demanda é incluída a quantidade demandada de carne retardada de um período a fim de analisar os efeitos de preços e de renda sobre os níveis de demanda a longo prazo, pressupondo reações não instantâneas na demanda do consumidor (13).

O conhecimento do efeito total de uma variação de preços sobre as quantidades demandadas é importante, mas o conceito clássico impõe a restrição *ceteris paribus*, que pode não ser aplicável a determinadas condições do mundo real.

BUSE (7), em 1958, demonstrou como as relações de demanda e de oferta podem ser manipuladas para aproximar ajustamento sob condição de mercado real, sugerindo um modelo para estimar a curva de resposta total de demanda e a elasticidade de resposta total de demanda.

QUIRK e SAPOSNIK (15) conceituam estabilidade como uma característica do sistema de mercado que envolve o meio em que o sistema reage a mudanças que lhe são impostas. Afirma que haverá uma tendência para que o sistema retorne a uma posição de equilíbrio, se o equilíbrio for perturbado por alguma mudança no ambiente econômico. Hicks, citado por BUSE (7), afirma que o equilíbrio em mercados múltiplos só se verifica quando a elasticidade-preço de demanda são maiores, em valor absoluto, que as respectivas elasticidades cruzadas.

Neste estudo, testa-se também a hipótese de estabilidade do mercado brasileiro de carnes.

2.3. Modelo Econométrico

Supõe-se que o mercado interno de carnes bovina e suína seja representado pelo seguinte sistema de equações estruturais:

Demanda de carne bovina

$$Y_1^d = B_{12}Y_2 + B_{14}Y_4 + A_{11}X_1 + A_{13}X_3 + A_{15}X_5 + C_{11} + U_1 \quad (I)$$

Oferta de carne bovina

$$Y_1^s = B_{22}Y_2 + A_{22}X_2 + A_{23}X_3 + A_{26}X_6 + A_{28}X_8 + C_{22} + U_2 \quad (II)$$

Demanda de carne suína

$$Y_3^d = B_{32}Y_2 + B_{34}Y_4 + A_{33}X_3 + A_{34}X_4 + A_{35}X_5 + C_{33} + U_3 \quad (III)$$

Oferta de carne suína

$$Y_3^s = B_{44}Y_4 + A_{42}X_2 + A_{43}X_3 + A_{44}X_4 + A_{47}X_7 + C_{44} + U_4 \quad (IV)$$

As identidades que representam o mercado em equilíbrio são:

$$Y_1^s = Y_1^d + (E-I) \quad (V)$$

$$Y_3^s = Y_3^d \quad (VI)$$

onde as variáveis endógenas são: Y_1 , quantidade de carne bovina, expressa em toneladas, no ano t ; Y_2 , preço real de carne bovina, em cruzeiros de 1965/67 por quilo, no ano t ; Y_3 , quantidade de carne suína, em toneladas, no ano t ; Y_4 , o preço real de carne suína, em cruzeiros de 1965/67 por quilo, no ano t .

As variáveis exógenas são X_1 , igual a Y_1 tomada com retardamento de um ano; X_2 , taxa de inflação, expressa em porcentagem, no ano t ; X_3 , tendência ou tempo, em anos (1947 = 0); X_4 , igual a Y_3 , tomada com retardamento de um ano; X_5 , renda real *per capita*, em cruzeiros de 1965/67, no ano t ; X_6 , estoque ou efetivo do rebanho bovino, em milhares de cabeças, no ano t ; X_7 , estoque ou efetivo do rebanho suíno, em mil cabeças, no ano t ; X_8 , preço real de leite, em cruzeiros de

1965/67, no ano t.

Nas identidades, Y_1^S é a oferta total de carne bovina, expressa em toneladas; Y_1^d é a demanda interna de carne bovina, em toneladas; (E-I) é o saldo líquido das exportações menos importações de carne bovina, expresso em toneladas; Y_3^S é a oferta total de carne suína, em toneladas; Y_3^d é a demanda interna de carne suína, em toneladas.

Como as equações são lineares nos logaritmos, os coeficientes das equações estruturais podem ser interpretados diretamente como elasticidades.

Tal como apresentado, o modelo é o de retardamentos distribuídos. Sendo assim, as variações a longo prazo também podem ser analisadas.

Supondo-se uma mudança arbitrária no preço de carne bovina, esta variável deve ser redefinida como exógena, e se transforma de Y_2 em X_{10} . O novo sistema de equações estruturais é:

Demanda de carne bovina

$$Y_1^d = B_{14}Y_4 + A_{11}X_1 + A_{13}X_3 + A_{15}X_5 + A_{110}X_{10} + C_{11} + U_1 \quad (\text{VII})$$

Oferta de carne bovina

$$Y_5^S = A_{22}X_2 + A_{23}X_3 + A_{26}X_6 + A_{28}X_8 + A_{210}X_{10} + C_{22} + U_2 \quad (\text{VIII})$$

Demanda de carne suína

$$Y_3^d = B_{34}Y_4 + A_{32}X_2 + A_{33}X_3 + A_{34}X_4 + A_{35}X_5 + A_{311}X_{11} + C_{33} + U_3 \quad (\text{IX})$$

Oferta de carne suína

$$Y_3^S = B_{44}Y_4 + A_{42}X_2 + A_{43}X_3 + A_{44}X_4 + A_{47}X_7 + C_{44} + U_4 \quad (\text{X})$$

$$Y_3^S = Y_3^d \quad (\text{XI})$$

$$Y_1^S = Y_5^S \neq Y_1^d \quad (\text{XII})$$

Verifica-se que o preço da carne bovina (X_{10}) influi no preço de carne suína (Y_4), bem como na quantidade demandada de carne bovina (Y_1^d). Por outro lado, o preço da carne suína (Y_4) atua sobre a quantidade demandada de carne bovina (Y_1^d).

Para fins de previsão, deve-se formar um conjunto de equações de forma reduzida onde cada variável endógena é expressa como função de todas as variáveis exógenas do sistema. Ter-se-á a inclusão de coeficientes para a variável preço de carne bovina, evidenciando-se, assim, o efeito de X_{10} sobre Y_1^d e Y_5^S , permitindo-se a variação de Y_3 e Y_4 .

Por meio de álgebra matricial podem-se manipular as equações estruturais, visando a obter novo conjunto de coeficientes de forma reduzida. Conclui-se que os coeficientes de X_{10} indicam o efeito de um aumento no preço da carne bovina sobre as quantidades demandadas e ofertadas de carne bovina, sobre a quantida-

de de carne suína e sobre o preço da carne suína.

As curvas de resposta total de demanda e de oferta de carne bovina são imediatamente derivadas:

$$Y_1 = K_1 + P_{110}X_{10} \quad (\text{XIII})$$

que é a curva de resposta total de demanda, e

$$Y_5 = K_5 + P_{210}X_{10} \quad (\text{XIV})$$

que é a curva de resposta total de oferta.

No equilíbrio de mercado, onde $Y_1^d = Y_5$, o preço de equilíbrio é calculado resolvendo-se (XIII) e (XIV) para X_{10} .

2.4. Método de Ajustamento

A técnica de ajustamento a ser utilizada será a dos mínimos quadrados de dois estágios (Theil-Bassman), visto que as equações do modelo são pelo menos exatamente identificadas.

Para aplicação desta técnica devem ser observadas as seguintes hipóteses: a) o modelo é linear nos parâmetros; b) o determinante da matriz dos coeficientes das variáveis endógenas é diferente de zero; c) as variáveis exógenas são predeterminadas e linearmente independentes; d) as equações são identificadas (exatamente ou super); e) os erros são aleatórios, com média zero e variância finita; a matriz de covariâncias é não-singular; f) os erros são serialmente independentes e têm distribuição normal (11, 9).

A significância dos coeficientes de regressão será verificada pelo teste t, de Student.

No primeiro estágio do método de Theil-Bassman, a hipótese de não-existência de autocorrelação serial nos resíduos pode ser testada pela estatística d', de Durbin-Watson, já que não há variáveis endógenas dependentes retardadas nesses modelos. Para as equações estruturais adotar-se-á a estatística h, de Durbin, recomendada por Loyns e Lu, citados por LADEIRA (10).

Será utilizada a estatística ρ^2 , de Theil-Nagar, para saber o grau de correlação serial nos resíduos.

HEE (8) argumenta a necessidade de se enfatizarem os testes de performance de modelos estatísticos. Sugere um teste quantitativo para avaliar a segurança de predição dos valores das variáveis endógenas, o qual é dado por um índice de dispersão chamado U de Theil.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O modelo estrutural selecionado do mercado de carne bovina ficou constituído das seguintes equações:

Demanda de carne bovina

$$Y_1^d = c_{11} + b_{12}Y_2 + b_{14}Y_4 + a_{11}X_1 + a_{15}X_5 \quad (\text{XV})$$

Oferta de carne bovina

$$Y_1^s = c_{22} + b_{22}Y_2 + a_{21}X_1 + a_{22}X_2 \quad (\text{XVI})$$

Demanda de carne suína

$$Y_3^d = c_{33} + b_{32}Y_2 + b_{34}Y_4 + a_{34}X_4 \quad (\text{XVII})$$

Oferta de carne suína

$$Y_3^s = c_{44} + b_{44}y_4 + a_{43}x_3 + a_{44}x_4 \quad (\text{XVIII})$$

Identidades de equilíbrio de mercado

$$Y_1^s = Y_1^d + (E-I) \quad (\text{XIX})$$

$$Y_3^s = Y_3^d \quad (\text{XX})$$

onde Y_1^d é o consumo interno total de carne bovina, no ano t, expresso em toneladas; Y_1^s é o suprimento total de carne bovina, no ano t, expresso em toneladas; Y_2 é o preço real de carne bovina pago ao criador, no ano t, expresso em cruzeiros de 1965/67, por quilo; Y_3^d é o consumo interno total de carne suína, no ano t, expresso em toneladas; Y_3^s é o suprimento total de carne suína, no ano t, expresso em toneladas; Y_4 é o preço real de carne suína pago ao produtor, no ano t, expresso em cruzeiros de 1965/67, por quilo; x_1 é igual a Y_1 , tomada com retardamento de um ano; x_2 é a taxa anual de inflação, no ano t, expressa em porcentagem; x_3 é a tendência, expressa em anos (1947 = 0); x_4 é igual a Y_3 , tomada com retardamento de um ano; x_5 é a renda real *per capita*, no ano t, expressa em cruzeiros de 1965/67, por ano; E-I é o saldo líquido de exportação menos importação de carne bovina, no ano t. Todas as variáveis são expressas em logaritmos decimais dos valores observados, exceto a variável de tendência (x_3), que é expressa nos números naturais.

As equações de forma reduzida usadas para previsão de preços de carnes bovina e suína são apresentadas a seguir. Os valores dos erros-padrão estão entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão:

$$Y_2 = 7,2505 - 0,5678x_1 + 0,1145x_2 + 0,0313x_3 - 0,8252x_4 - 0,0121x_5 \quad (\text{XXI})$$

(0,3464) (0,0363) (0,0099) (0,3409) (0,5340)

$$R^2 = 0,906; d' = 2,157; U = 0,048$$

$$Y_4 = 4,9125 - 0,2391x_1 + 0,0763x_2 + 0,0186x_3 - 0,3676x_4 - 0,6566x_5 \quad (\text{XXII})$$

(0,2405) (0,0255) (0,0069) (0,2367) (0,3707)

$$R^2 = 0,774; d' = 1,793; U = 0,026.$$

Essas duas equações apresentam grau de ajustamento satisfatório, com coeficientes de determinação que variam entre 77% e 91%. A estatística d' , de Durbin-Watson, indica que não existe autocorrelação serial nos resíduos para as duas equações.

Ambas as equações apresentam alto valor preditivo, como indicam os coeficientes U de Theil.

As equações estruturais estimadas de demanda e de oferta de carnes bovina e suína são as seguintes:

Demanda de carne bovina

$$Y_1^d = 0,1996 - 0,9442Y_2 + 1,2248Y_4 + 0,3781x_1 + 1,266x_5 \quad (\text{XXIII})$$

(0,5256) (0,7637) (0,1978) (0,4779)

$$R^2 = 0,9535; h = -2,107; \rho^2 = 0,0153.$$

Oferta de carne bovina

$$\hat{Y}_1^S = 1,3253 + 0,2975\hat{Y}_2 + 0,8018x_1 - 0,0764x_2 \quad (\text{XXIV})$$

$$(0,1295) \quad (0,0994) \quad (0,0295)$$

$$R^2 = 0,34; \rho^2 = 0,033$$

Demanda de carne suína

$$\hat{Y}_3^d = 5,0182 - 2,2093\hat{Y}_4 + 2,985\hat{Y}_2 + 0,0502x_4 \quad (\text{XXV})$$

$$(3,3614) \quad (1,2912) \quad (0,2912)$$

$$R^2 = 0,34; \rho^2 = 0,033$$

Oferta de carne suína

$$\hat{Y}_3^S = 4,5861 - 0,2374\hat{Y}_4 + 0,0240x_3 + 0,0700x_4 \quad (\text{XXVI})$$

$$(1,9819) \quad (0,0102) \quad (0,2743)$$

$$R^2 = 0,40; \rho^2 = -0,0196$$

onde os erros-padrão são apresentados entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes de regressão.

Observa-se que seis coeficientes de regressão de quatro variáveis (x_1 , x_4 , x_5 e y_4) são menores que os respectivos erros-padrão. Entretanto, em vista da relevância teórica destas variáveis e da coerência dos respectivos sinais, elas são mantidas no modelo.

Na equação estimada para demanda de carne bovina (XXIII) verifica-se que os sinais dos coeficientes são coerentes com a teoria e com o conhecimento empírico. A curto prazo, uma variação de 10% no preço real de carne bovina acarreta uma variação, em sentido contrário, de aproximadamente 9% na quantidade demandada do produto, *ceteris paribus*. A longo prazo, uma variação de 10% no preço de carne bovina acarreta uma variação, em sentido contrário, de 15% na quantidade demandada do produto. Isto indica que a procura de carne bovina é preço-inelástica a curto prazo, mas é preço-elástica a longo prazo.

As elasticidades-renda de demanda de carne bovina sugerem que uma variação de 10% na renda real *per capita* acarretará variações na quantidade demandada, no mesmo sentido, de cerca de 13% e 21%, respectivamente, a curto e a longo prazos. Isto indica que a carne bovina é um bem superior para o consumidor brasileiro e que seu consumo é bastante sensível às variações da renda real *per capita*.

As elasticidades cruzadas de demanda de carne bovina, em relação a preço real de carne suína, indicam elevado grau de substituição entre esses produtos. Tais elasticidades indicam que uma variação de 10% no preço real de carne suína acarretará variações na demanda de carne bovina no mesmo sentido, iguais a 12% a curto prazo e a 20% a longo prazo.

A estatística h , de Durbin, evidência a não-existência de correlação serial nos resíduos, e a estatística ρ^2 , de Theil-Nagar, indica baixo grau de correlação serial nos resíduos.

A elasticidade de ajustamento de consumo indica que aproximadamente 38%

do ajustamento entre consumo observado e consumo desejado são eliminados em um ano. Para ajustamento de 98% seriam necessários cerca de 8 anos.

Na equação estrutural de oferta de carne bovina (XXIV) os sinais dos parâmetros estimados são coerentes com a teoria. As elasticidades-preço de oferta de carne bovina indicam que, a curto e a longo prazos, variações de 10% no preço do produto acarretarão variações no abate, no mesmo sentido, iguais a 3% e 15%, respectivamente. Todavia, observa-se que os abates de carne bovina variam em sentido inverso à taxa de inflação.

A estatística h , de Durbin, indicou ausência de autocorrelação serial nos resíduos, e o valor estimado de ρ^2 também indica baixo grau de correlação serial.

A elasticidade de ajustamento derivada da equação (XXIV) sugere que aproximadamente 80% de ajustamento entre abates correntes e abates desejados são eliminados no período de um ano e que 98% de ajustamento seriam eliminados no período de dois anos.

Os sinais e valores dos coeficientes da equação estrutural da demanda de carne suína (XXV) são coerentes com a teoria e com o conhecimento empírico.

As elasticidades-preço de demanda de carne suína sugerem que uma variação de 10% no preço real de carne suína acarreta variações no consumo do produto, em sentido contrário, iguais a 22% e 23%, a curto e a longo prazos, respectivamente. Estes valores evidenciam que a procura de carne suína é bastante sensível às variações do preço do produto.

A estimativa do efeito cruzado de preço real de carne bovina sobre consumo de carne suína mostra que uma variação de 10% no preço de um produto acarreta variações no consumo do outro produto, no mesmo sentido, iguais a 23% e 24%, a curto e a longo prazos, respectivamente. Tais evidências indicam que estes produtos são bons substitutos entre si. A estatística ρ^2 , de Theil-Nagar, indica que o grau de correlação serial nos resíduos desta equação é extremamente baixo.

A elasticidade de ajustamento derivada da equação de demanda de carne suína (XXV) indica que aproximadamente 5% do ajustamento entre consumo observado e consumo desejado são eliminados em um ano. Seriam necessários cerca de setenta e seis anos para 98% de ajustamento.

Os sinais dos parâmetros estimados da equação estrutural de oferta de carne suína (XXVI) são coerentes com o conhecimento empírico. A teoria sugere que, quando o produto é idêntico ao estoque de capital, a relação entre preço e quantidade ofertada pode ser tanto direta como inversa. As elasticidades-preço de oferta de carne suína permitem inferir que, a curto e a longo prazos, uma variação de 10% no preço real do produto acarreta variações nos abates, em sentido contrário, iguais a 2,4% e 2,6%, respectivamente. Este fato mostra que a produção suína é sensível às oscilações do preço do produto.

A estatística ρ^2 , de Theil-Nagar, mostra a existência de baixo grau de correlação serial nos resíduos.

A elasticidade de ajustamento indica que 7% de ajustamento entre abates observados e abates desejados são eliminados em um ano. Para que haja um ajustamento de 98% seriam necessários cerca de cinquenta e quatro anos.

Pressupondo-se uma intervenção no mercado de carne bovina, o novo conjunto de equações estruturais, mantida a forma potencial ou logarítmica, será representado por:

Demanda de carne bovina

$$\hat{Y}_1^d = 0,1996 + 1,2243\hat{Y}_4 + 0,3781x_1 + 1,266x_5 - 0,944x_{10} \quad (\text{XXVII})$$

Oferta de carne bovina

$$\hat{Y}_5^S = 1,3253 + 0,8018x_1 - 0,076x_2 + 0,2975x_{10} \quad (\text{XXVIII})$$

Demanda de carne suína

$$\hat{Y}_3^d = 5,0182 - 2,2093\hat{Y}_4 + 0,0502x_4 + 2,2985x_{10} \quad (\text{XXIX})$$

Oferta de carne suína

$$\hat{Y}_3^S = 4,5861 - 0,2374\hat{Y}_4 + 0,0240x_3 + 0,0700x_4 \quad (\text{XXX})$$

Verifica-se, em (XXVII), que a intervenção no mercado, por meio de controle e de fixação de preço de carne bovina, influirá tanto no preço da carne suína quanto na demanda de carne bovina. Nota-se ainda que, o preço da carne suína exerce influência sobre a demanda de carne bovina. Trata-se, portanto, de variáveis interdependentes. É possível isolar estes efeitos *per se* e avaliar sua magnitude a partir das equações de forma reduzida de cada variável endógena no modelo. A manipulação das estruturas de oferta e de demanda por meio de álgebra matricial fornece o conjunto desejado de equações.

As equações de forma reduzida podem ser representadas pela notação:

$$\underline{Y} = \underline{B}^{-1} \underline{AX} + \underline{B}^{-1} \underline{C}, \quad (\text{XXXI})$$

onde \underline{Y} é a matriz de variáveis endógenas; \underline{B} é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas; \underline{A} é a matriz de coeficientes das variáveis exógenas; \underline{X} é a matriz de variáveis exógenas e \underline{C} é a matriz dos termos constantes das regressões.

Chamando:

$$\underline{P} = \underline{B}^{-1} \underline{A} \quad (\text{XXXII})$$

$$\underline{c} = \underline{B}^{-1} \underline{C}, \quad (\text{XXXIII})$$

a representação das equações de forma reduzida é simplificada para:

$$\underline{Y} = \underline{PX} + \underline{c}, \quad (\text{XXXIV})$$

onde \underline{P} é a matriz dos novos coeficientes das variáveis exógenas, dados pela matriz \underline{X} , e \underline{c} é a matriz de novos interceptos das equações de forma reduzida.

Resolvendo-se as matrizes, o novo conjunto de equações de forma reduzida é:

$$\hat{Y}_1 = 0,4680 + 0,3731x_1 + 0x_2 - 0,0149x_3 - 0,0123x_4 + 1,2660x_5 + 0,4834x_{10} \quad (\text{XXXV})$$

$$\hat{Y}_3 = 4,5341 + 0x_1 + 0x_2 + 0,0289x_3 + 0,0724x_4 + 0x_5 - 0,2767x_{10} \quad (\text{XXXVI})$$

$$\hat{Y}_4 = 0,2191 + 0x_1 + 0x_2 - 0,0122x_3 - 0,0100x_4 + 0x_5 + 1,1656x_{10} \quad (\text{XXXVII})$$

$$\hat{Y}_5 = 1,3253 + 0,8018x_1 - 0,0764x_2 + 0x_3 + 0x_4 + 0x_5 + 0,2975x_{10} \quad (\text{XXXVIII})$$

Nas quatro equações, os coeficientes de x_{10} são as elasticidades de resposta total. Verifica-se, por exemplo, que P_{410} (i.e. o coeficiente de x_{10}), em (XXXVII), é a variação percentual do preço da carne suína devida à variação de um por cento no preço da carne bovina e que P_{110} (i.e., o coeficiente de x_{10}), em (XXXV), é a elasticidade de resposta total da demanda de carne bovina. Algebricamente, verifica-se que:

$$P_{411} = \frac{A_{45} - A_{310}}{B_{34} - B_{44}} \quad (\text{XXXIX})$$

onde A_{45} é a elasticidade cruzada de oferta de carne suína em relação ao preço de carne bovina; A_{310} é a elasticidade cruzada da demanda de carne suína em relação ao preço da carne bovina, dada em (XXXVI); B_{34} é a elasticidade-preço da demanda de carne suína, dada em (XXXVII); e B_{44} é a elasticidade-preço da oferta de carne suína, dada em (XXXIX).

Assim:

$$P_{110} = A_{110} + B_{14}P_{410} \quad (XL)$$

onde A_{110} é a elasticidade-preço da demanda de carne bovina, dada em (XXVII); B_{14} é a elasticidade cruzada da demanda de carne bovina em relação ao preço da carne suína, dada em (XXVII); e P_{410} é a elasticidade de resposta total do preço da carne suína em relação ao preço da carne bovina, dada em (XXXIX).

O valor esperado de P_{110} , em termos absolutos, é menor que a elasticidade-preço da demanda de carne bovina, e deve ser negativo, desde que P_{410} seja menor que a unidade. Neste estudo, todavia, o sinal do coeficiente estimado de P_{110} é positivo. Os valores elevados das elasticidades cruzadas de demanda indicam considerável grau de substituição entre os dois tipos de carne e que o mercado de carnes se caracteriza pela instabilidade.

Sob a pressuposição de que as demais variáveis incluídas no modelo variam livremente, estimou-se uma elasticidade de resposta total de carne bovina igual a 0,48. Isto indica que uma variação de 10% no preço real da carne bovina acarreta uma variação de 4,8% na quantidade demandada deste produto, no mesmo sentido.

Em termos de resposta total, verifica-se que o preço real da carne suína sofre uma variação direta de 12% quando o preço real da carne bovina é alterado em 10%. Tal como apresentado em (XXXIX), esta relação de preços envolve quatro elasticidades.

4. RESUMO

Este estudo analisou a estrutura do mercado brasileiro de carnes bovina e suína a partir da análise econométrica das relações simultâneas de oferta e demanda, estimadas pelo método de mínimos quadrados de dois estágios (Theil-Bassman).

Os dados usados são séries cronológicas (1947/1970) divulgadas pelo MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, FGV e FIBGE. Especificamente, estimaram-se as elasticidades parciais de demanda e oferta dos produtos, a curto e longo prazos, e as elasticidades de resposta total de demanda de carne bovina.

Os resultados encontrados para a demanda de carne bovina foram: elasticidade-preço parcial a curto prazo igual a -0,94; elasticidade-preço a longo prazo igual a -1,52; elasticidades cruzadas com preço de carne suína, a curto e longo prazos, iguais a 1,22 e 1,97, respectivamente; elasticidade-renda iguais a 1,27 e 2,05, a curto e a longo prazos, respectivamente.

A oferta de bovinos para abate apresentou elasticidades-preço iguais a 0,30 e 1,50, a curto e a longo prazos, respectivamente.

Com relação à demanda de carne suína, foram encontradas elasticidades-preço iguais a -2,21 e -2,33, a curto e a longo prazos, respectivamente, e elasticidades cruzadas com preço de carne bovina iguais a 2,30 e 2,42, a curto e a longo prazos, respectivamente.

A oferta de suínos para abate apresentou elasticidades-preço iguais a -0,24 e -0,26, a curto e a longo prazos, respectivamente.

Em termos de resposta total, verificou-se elasticidade-preço de resposta total de demanda de carne bovina igual a 0,48 e elasticidade de resposta total do preço de carne suína em relação ao preço da carne bovina igual a 1,16.

Concluiu-se, neste estudo, que a quantidade de carne bovina demandada é mais sensível às variações ocorridas no preço do produto à medida que o prazo se alonga, sugerindo que o consumidor brasileiro considera, inicialmente, a carne bovina um bem essencial, mudando esta conduta a longo prazo. Contudo, quando há livre atividade das demais variáveis componentes do mercado, concluiu-se que o consumo de carne bovina varia no mesmo sentido da variação no preço do produto, parecendo haver tendência do mercado de carnes bovina e suína para a instabilidade.

bilidade.

As variações na oferta de bovinos para abates são menos que proporcionais, e no mesmo sentido, às variações no preço do produto, a curto prazo, verificando-se que a longo prazo as variações na oferta de bovinos para abate são mais que proporcionais às ocorridas no preço. Todavia, conclui-se que a variação na taxa de inflação provoca uma variação nos abates de bovinos em sentido contrário.

O consumo de carne suína varia mais que proporcionalmente, e em sentido inverso, às variações no preço do produto, tanto a curto quanto a longo prazos, indicando forte sensibilidade do consumidor de carne suína às variações nos preços deste bem.

Concluiu-se, também, que a influência do preço de carne bovina sobre a quantidade demandada de carne suína é mais acentuada que a influência do preço de carne suína sobre a quantidade demandada de carne bovina. Não obstante, constatou-se que a simples liberação do preço de carne bovina, permitindo sua ascensão, não é suficiente para incrementar o consumo de carne suína.

Dado o elevado efeito do preço da carne bovina sobre o preço da carne suína, uma política favorável ao aumento do consumo de carne suína deve considerar as relações múltiplas do mercado de carnes.

Com relação à produção de carnes, concluiu-se que estímulos mais adequados ao seu crescimento são os incentivos tecnológicos, tais como os de melhoria genética, defesa sanitária e alimentação animal e incentivos creditícios.

5. SUMMARY

The major objective of this study is the analysis of the Brazilian pork and beef markets based on a simultaneous equation model of supply and demand and estimated by two stages least squares.

The data were obtained from a time series covering the period of 1947 to 1970, released by the Ministry of Agriculture and other governmental sources. Specifically, the long and short run partial and total demand and supply elasticities were estimated.

The results obtained for the beef demand where: short run partial price elasticity equal to -0.94; long run partial price elasticity equal to -1.52; short and long run cross elasticities equal to 1.22 and 1.97, respectively; and income elasticities equal to 1.27 and 2.05 in the short and long run, respectively.

The beef supply presented short and long run partial price elasticities equal to 0.30 and 1.50, respectively.

Demand of pork presented short and long run partial price elasticities equal to -1.21 and -2.33, respectively; short and long run cross elasticities were equal to 2.30 and 2.42, respectively.

Supply of pork presented partial price elasticities equal to -0.24 and -0.26 in the short and long run, respectively.

Total price elasticity of demand for beef was equal to 0.48, and the relationship between price of pork and price of beef was equal to 1.16.

6. LITERATURA CITADA

1. BRASIL. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, v. 10-33, 1948/72.
2. BRASIL. Ministério da Agricultura. Subsetor produção animal e derivados. In.: ———. *Sinópsse estatística da agricultura brasileira 1947-1970*. Brasília, 1972. 10v. v.1-5.
3. BRASIL. Ministério da Agricultura. *Identificação e avaliação preliminar da política de incentivo à produção de carne bovina: primeiro relatório*. Brasília, 1972. 131 p.
4. BRASIL. Presidência da República. *Projeto do II Plano Nacional de Desenvolvimento (1975-1979)*. Brasília, 1974. 134 p.
5. BRASIL. Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro,

v. 28, n.4, abr. 1974.

6. BRASIL. Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, v.29, n. 1, jan. 1975.
7. BUSE, R.C. Total elasticities — a predictive devise. *Journal of Farm Economics*. 30(4): 881-891. 1958.
8. HEE, O. Test for predictability of statistical models. *Journal of Farm Economics*, 48(5): 1479-1484. 1966.
9. JOHNSTON, J. *Métodos econométricos*. São Paulo, Atlas, 1971. 318 p.
10. LADEIRA, H.H. *Avaliação econométrica da oferta de café em Minas Gerais*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1974. 103 p. (Tese M.S.).
11. MALIVAUD, E. *Statistical methods of econometrics*. Chicago, Rand MacNally, 1966. 631 p.
12. NERLOVE, M. & BACHMAN, K.L. The analysis of changes in agricultural supply: problems and approaches. *Journal of Farm Economics*, 42(3): 531-554. 1960.
13. NERLOVE, M. *Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities*. Washington (DC), USDA, 1958. 121 p.
14. PINHEIRO, F.A. & ENGLER, J.J.C. Análise da oferta de leite no Brasil. *Revista de Economia Rural*, 23(1): 29-63. 1975.
15. QUIRK, J. & SAPOSNIK, R. *Introduction to general equilibrium theory and welfare economics*. New York, McGraw-Hill, 1968. 221 p.
16. SIMONSEN, M.H. *Teoria microeconômica*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1968. v.2. 241 p.