

ANÁLISE DA OFERTA DE LEITE NO BRASIL

Flávio Abranches Pinheiro (1)

Joaquim J. de Camargo Engler (2)

1. INTRODUÇÃO

A formulação de uma política adequada de preços e produção, com objetivos de expansão e estabilidade, requer, entre outras coisas, a compreensão dos efeitos de variações em preços na produção agrícola, isto é, das relações estruturais da oferta.

Acredita-se que o conhecimento obtido sobre as elasticidades de oferta possa contribuir sobremaneira para a orientação da política agrícola governamental, permitindo tanto estimar os efeitos esperados de mudanças nos níveis de preços sobre a produção como avaliar os custos e os benefícios esperados de programas alternativos.

A determinação das elasticidades de oferta a curto e a longo prazo é de grande importância, visto que um dado programa pode ser benéfico a curto prazo e ao mesmo tempo ser desastroso num prazo mais longo, gerando, por exemplo, acumulação crônica de estoques invendáveis a preços de mercado.

Muitos dos programas políticos e atividades educacionais refletem diferentes pontos de vista com respeito à natureza de respostas de oferta de produtos agrícolas. A análise econômica pode reduzir substancialmente a regra do "jul-

(1) *Professor Assistente Doutor do Departamento de Economia Rural da Faculdade de Ciências Médicas e Biológicas de Botucatu, S.P.*

(2) *Chefe do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, S.P..*

Ao Escritório de Análises Econômica e Política Agrícola da Sub-secretaria de Planejamento e Orçamento (EAPA/SUPLAN) do Ministério da Agricultura, à Coordenação do Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) do Ministério da Educação e Cultura, e à Fundação Ford, os agradecimentos do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo, pela colaboração financeira para a execução desta pesquisa.

gamento intuitivo”, avaliando os efeitos dos preços e outras variáveis econômicas na produção.

Finalmente, é necessário tanto um aprofundamento teórico como verificações empíricas no campo da análise de oferta, a fim de preencher as lacunas existentes na teoria econômica.

NERLOVE e BACKMAN (18), MAKI (13), REUTINGLER (21), BRANDT (2), BRANDT (4), WHITE (26), MALINVAUD (14), TWEETEN e QUANCE (24), TWEETEN e QUANCE (25) e WOLFFRAM (27) discutem vários aspectos metodológicos do estudo da oferta com dados de séries temporais, analisando, criticando e propondo nova metodologia de trabalho para este campo da economia agrícola.

No Brasil, poucas são as pesquisas sobre a análise estrutural da oferta, destacando-se entre elas as de BRANDT et alii (1), BRANDT (3), FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (7), TOYAMA e PESCARIN (23), SIMÕES (22) e PASTORE (19), cujo trabalho é estimar as relações estruturais da oferta de leite, através do modelo norloviiano, sem verificar se outros se adaptavam melhor aos processos estudados. Também, uma quase constante nestes estudos, foi a análise da oferta de produtos agrícolas de origem vegetal, inexistindo, praticamente, a pesquisa junto aos produtos de origem animal.

A área do presente estudo foi o Brasil como um todo e suas diversas Regiões Fisiográficas, durante o período de 1949/70.

O objetivo geral do trabalho é estimar as relações estruturais da oferta de leite através de: análise das taxas anuais de crescimento da produção e do preço do leite no decorrer dos anos e comparação com as taxas de outros produtos agrícolas; definição de modelos econométricos e estatísticos que se adaptem a este tipo de estudo e às condições reais encontradas; estimativas de elasticidades de oferta a curto e longo prazos e coeficientes de ajustamento; estimativas de elasticidade de oferta para fases de preços crescentes e de preços decrescentes; e, análise comparativa dos resultados obtidos nas diversas Regiões Fisiográficas da Federação, relacionando-os com a situação econômica dessas regiões.

As hipóteses podem assim ser resumidas: a oferta de leite é relativamente inelástica em relação ao preço a curto prazo e relativamente elástica a longo prazo, devido à existência de fatores fixos e maior dificuldade de entrada de novas firmas no primeiro caso; a elasticidade-preço da oferta difere entre anos de preços crescentes e decrescentes, sendo a oferta relativamente mais elástica na fase crescente; e, dada uma variação no preço de leite, a quantidade ofertada não se adapta instantaneamente nem aos saltos, mas sim de uma forma retardada e contínua até a nova posição de equilíbrio.

2. METODOLOGIA (3)

A informação básica para o estudo das relações estruturais da oferta de leite no Brasil e nas suas Regiões Fisiográficas, através de séries cronológicas, foi obtida através do MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, (15) e (16) para o período de 1949-70. Pretendia-se incluir informações relativas ao ano de 1971, obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Entretanto, o "Anuário Estatístico do Brasil, 1972" não forneceu esses dados devidos a falhas no levantamento.

Os dados são anuais e referentes à quantidade produzida e preço do leite e preços dos principais produtos agrícolas, para as diversas Regiões Fisiográficas da Federação e para o Brasil como um todo.

Os dados relativos a preços serão inflacionados para valores de 1970, com o auxílio de "Índice 17" da Fundação Getúlio Vargas, referente a Preços no Atacado de Produtos Agrícolas, Oferta Global, base 1965-67 = 100, (8).

As taxas médias anuais de crescimento das produções e dos preços dos diversos produtos considerados para a análise nesta pesquisa, serão determinadas através de regressão linear, com base na fórmula:

$$V_t = A (1 + r)^t$$

onde:

V_t =	valores da grandeza em estudo;
t =	número de períodos ($t = 0, 1, 2, \dots, 21$);
r =	taxa de crescimento;
A =	tendência.

Aplicando-se logaritmos à expressão acima, obtém-se:

$$\log V_t = \log A + t \log (1 + r)$$

que corresponde a uma equação linear:

$$Y = a + bX$$

onde:

Y =	$\log V_t$
a =	$\log A$
b =	$\log (1 + r)$
X =	t

(3) *Em Pinheiro (20) pode ser encontrada uma discussão mais detalhada desta parte que pode enriquecer e esclarecer vários aspectos aqui colocados.*

Estimada a função, pelo método dos quadrados mínimos, torna-se fácil extrair o valor da taxa média anual de crescimento (r), a partir do coeficiente de regressão (b), sendo que aquela será transformada em porcentagem ($i = 100 r$).

A seguir, serão discutidos os diversos modelos econométricos a serem utilizados nesta pesquisa.

Os três primeiros modelos econométricos a serem usados foram formulados em função da existência da autocorrelação.

O primeiro, chamado geralmente de "tradicional", é especificado através da seguinte formulação:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + U_t \quad (1)$$

onde:

- Y_t = atual quantidade ofertada;
 X_{1t} = preço do produto no ano t ;
 X_{2t} = preço de outro produto substituto ou complementar.

E o segundo por:

$$Y_t^* = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \epsilon_{t1} \quad (2)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma (Y_t^* - Y_{t-1}) + \epsilon_{t2} \quad 0 < \gamma < 1 \quad (3)$$

$$U_t = \gamma \epsilon_{t1} + \epsilon_{t2}$$

onde:

- Y_t^* = quantidade de equilíbrio de produto que seria ofertada no tempo t por um seu dado preço X_{1t} , e por um preço de outro produto substituto ou complementar X_{2t} ;
 Y_t = atual quantidade ofertada;
 γ = coeficiente de ajustamento.

Quando se assume que as equações são lineares aos logaritmos, a_1 , a_2 e γ são, respectivamente, a elasticidade-preço a longo prazo, a elasticidade cruzada a longo prazo em relação ao outro produto considerado e a elasticidade de ajustamento.

Substituindo-se a equação (2) em (3) e resolvendo-se para Y_t , resulta o segundo modelo:

$$Y_t = a_0 \gamma + a_1 \gamma X_{1t} + a_2 \gamma X_{2t} + (1 - \gamma) Y_{t-1} \quad (4)$$

onde:

$a_1 \gamma$ e $a_2 \gamma$ podem ser interpretadas como as elasticidades a curto prazo em relação a X_1 e X_2 , se o ajustamento for realizado nos logaritmos das variáveis.

Caso os erros não sejam autocorrelacionados, eles são introduzidos na expressão (4) como:

$$Y_t = a_0 \gamma + a_1 \gamma X_{1t} + a_2 \gamma X_{2t} + (1 - \gamma) Y_{t-1} + U_t \quad (5)$$

e, a partir dela, estima-se os coeficientes através do método dos quadrados mínimos. O coeficiente de regressão obtido para Y_{t-1} fornece uma estimativa de $(1 - \gamma)$ e daí calcula-se γ . Estimativas dos parâmetros a_1 e a_2 são então obtidas, dividindo os coeficientes de X_{1t} e X_{2t} pela estimativa de γ , sendo que, se o ajustamento for feito nos logaritmos das variáveis, estes coeficientes são estimativas das elasticidades a longo prazo em relação a X_1 e X_2 .

Caso seja provado que os erros U_t são autocorrelacionados, será ajustado um terceiro modelo menos restritivo em relação aos erros. A pressuposição de que os U_t não são autocorrelacionados é substituída pela pressuposição que os U_t seguem um esquema autorregressivo de primeira ordem, isto é;

$$U_t = \beta U_{t-1} + \epsilon_t \quad -1 < \beta < 1 \quad (6)$$

onde é assumido que os ϵ_t não são autocorrelacionados, são de variância constante e não correlacionados com as variáveis pré-determinadas do modelo.

Resolvendo-se a equação (5) para U_t e retardando cada variável em um período de tempo tem-se:

$$U_{t-1} = Y_{t-1} - a_0 \gamma - a_1 \gamma X_{1t-1} - a_2 \gamma X_{2t-1} - (1 - \gamma) Y_{t-2} \quad (7)$$

Substituindo-se a equação (7) em (6), tem-se:

$$U_t = \beta Y_{t-1} - a_0 \gamma \beta - a_1 \gamma \beta X_{1t-1} - a_2 \gamma \beta X_{2t-1} - (1 - \gamma) \beta Y_{t-2} + \epsilon_t \quad (8)$$

e substituindo-se (8) em (5) tem-se:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} + b_3 Y_{t-1} + b_4 X_{1t-1} + b_5 X_{2t-1} + b_6 Y_{t-2} + \epsilon_t \quad (9)$$

onde:

$$\begin{aligned} b_0 &= a_0 \gamma (1 - \beta) & b_4 &= -a_1 \gamma \beta \\ b_1 &= a_1 \gamma & b_5 &= -a_2 \gamma \beta \\ b_2 &= a_2 \gamma & b_6 &= -(1 - \gamma) \beta \\ b_3 &= (1 - \gamma) + \beta \end{aligned} \quad (10)$$

Uma inspeção nas relações (9) e (10) indica que se $\beta = 0$, a equação (9) se reduz à forma de (5). É também aparente que se $\beta = 0$ e $\gamma = 1$, a equação (9) se reduz à forma de (1) e as elasticidades a longo prazo podem ser estimadas diretamente de uma análise estatística, isto é, a regressão dos preços sobre a quantidade. Se $\beta = 1$, a equação (9) reduz-se a uma equação da forma (5), onde as variáveis são expressas em primeiras diferenças.

Resumindo-se o que foi exposto até o momento, tem-se que inicialmente serão ajustados três tipos de modelos: a) estimativas de quadrados mínimos sobre a equação (1), pressupondo que $\gamma = 1$; b) estimativas de quadrados mínimos sobre a equação (4), pressupondo-se que $\beta = 0$; e c) estimativas de quadrados mínimos autorregressivos sobre equação (9), pressupondo-se que β é desconhecido.

Será também ajustando um modelo citado em MALINVAUD (14). É o modelo "retardamentos distribuídos racionais" e especificamente limitado ao polinômio do segundo grau:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_{t-1} + a_3 X_{t-2} + a_4 Y_{t-1} + a_5 Y_{t-2} + \epsilon_t \quad (11)$$

com:

$$\epsilon_t = \epsilon_t - a_4 \epsilon_{t-1} - a_5 \epsilon_{t-2} \quad (12)$$

Este modelo faz aparecer retardamentos sobre as variáveis endógena e exógena, mas ele tem uma forma simples para as estimações, pois a estimativa dos parâmetros é feita de forma linear.

O modelo de expectativa de preço que possui a maior aceitação em análises de oferta é o de retardamento distribuído, como formulado por Nerlove. Entretanto, esse modelo, mesmo em sua forma de equação múltipla, resulta em equações estimadas com pelo menos duas vezes o número de variáveis regredidas que nas equações estruturais.

Na tentativa de resolver este problema, serão ajustadas equações de acordo com a sugestão de HEDT (10), que assume que os produtores consideraram apenas um número fixo de preços de anos prévios para formar suas expectativas de preços. Assim, o preço esperado de um determinado produto é calculado como:

$$\bar{P} = \frac{1}{6} (3 P_{t-1} + 2 P_{t-2} + P_{t-3}) \quad (13)$$

onde \bar{P} é o preço esperado e P representa os preços durante os períodos retardados do ano t .

Para alcançar os objetivos propostos de verificar a existência de diferenças na estrutura da oferta em fases de preços crescentes e de preços decrescentes, serão ajustados alguns modelos, de conformidade com as sugestões de TWEETEN e QUANCE (24) e de WOLFRAM (27)

A técnica a ser utilizada para a segmentação das variáveis será a de WOLFFRAM (27), que permite que os ajustamentos sejam feitos através do método dos quadrados mínimos, pois assume a reversibilidade de reações. Caso não fosse considerado este aspecto, surgiriam dois tipos de problemas: a) a influência parcial de cada variável independente não pode ser determinada exatamente; e b) os coeficientes de todas as outras variáveis independentes podem ser distorcidos, sendo que até mesmo mudança de sinal é possível.

O procedimento da divisão é baseada no cálculo das primeiras diferenças (Δx_{jt}) de valores observados da variável independente:

$$\Delta x_{jt} = x_{it} - x_{i-1,t} \quad \begin{array}{l} \text{para } i = 2, 3, \dots, n \\ \text{e } j = 1, 2, \dots, n-1 \end{array} \quad (14)$$

As $n-1$ diferenças que ocorrem ($n =$ número de valores observados) são usadas para a formação de uma variável x'_t para a fase crescente e uma x''_t para a fase decrescente.

Para a validade do método, há necessidade de que seja observado o seguinte requisito: "a variância da variável dependente explicada pelas duas novas variáveis formadas tem que corresponder a variância causada pela variável independente original".

Considerando-se esta condição, o seguinte será requisito das variáveis x'_t e x''_t :

1) em cada caso, o efeito apostado deve ser completamente eliminado. Isto é dado por:

a) separação dos Δx_{jt} em $\Delta x_{it} \geq 0$ e $\Delta x_{it} \leq 0$;

b) uso de $x'_{it} = x'_{i-1,t}$ se $\Delta x_{jt} \leq 0$ e de

$$x''_{it} = x''_{i-1,t} \text{ se } \Delta x_{jt} \geq 0.$$

2) o número de valores observados deve manter-se constante; realizando-se (1), esta condição é cumprida.

3) a sequência de taxas de mudança e assim, a posição das respectivas mudanças positivas ou negativas dentro da sequência, não pode ser alterada.

Partindo desses requisitos, a formação das duas variáveis é efetuada da seguinte forma:

A variável x'_t é formada adicionando-se as primeiras diferenças $\Delta x_{jt} \geq 0$ a um valor inicial que pode ser qualquer valor ≥ 0 , sendo que nesta pesquisa partir-se-á do primeiro dado observado da variável inicial, o que permite a identificação desta variável inicial.

Este procedimento matemático é sumarizado no seguinte sistema de equações:

$$\begin{aligned} x'_{1t} &= x_{1t} \\ x'_{2t} &= x'_{1t} + \phi(x_{2t} - x_{1t}) \\ x'_{3t} &= x'_{2t} + \phi(x_{3t} - x_{2t}) \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ x'_{it} &= x'_{i-1,t} + \phi(x_{it} - x_{i-1,t}) \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ x'_{nt} &= x'_{n-1,t} + \phi(x_{nt} - x_{n-1,t}) \end{aligned}$$

sendo:

$$x_{1t} = \text{primeiro dado da variável inicial } x_t$$

$$\phi = 1 \text{ se } (x_{it} - x_{i-1,t}) > 0$$

$$\phi = 0 \text{ se } (x_{it} - x_{i-1,t}) < 0$$

Partindo de $\Delta x_{it} \leq 0$, a variável x''_t é preparada de modo análogo. Em consequência disso, a adição das primeiras diferenças $\Delta x_{it} \leq 0$ a um valor inicial pode ser afetado, considerando o sinal ou valor absoluto.

$$x''_{1t} = x_{1t}$$

$$x''_{2t} = x''_{1t} + (1 - \phi) (x_{2t} - x_{1t})$$

$$x''_{3t} = x''_{2t} + (1 - \phi) (x_{3t} - x_{2t})$$

$$\vdots$$

$$x''_{it} = x''_{i-1,t} + (1 - \phi) (x_{it} - x_{i-1,t})$$

$$\vdots$$

$$x''_{nt} = x''_{n-1,t} + (1 - \phi) (x_{nt} - x_{n-1,t})$$

(16)

Os coeficientes computados diferem somente em relação ao sinal. A transformação de dados em logaritmos, no caso disso ser necessário em função do modelo matemático a ser usado, será feita antes que as variáveis sejam divididas.

Para a estimativa dos coeficientes dos modelos mencionados é introduzida a hipótese de independência entre os erros ϵ_t e ϵ_Θ , intervindo em duas diferentes observações t e Θ . Convém frequentemente verificar a validade dessa hipótese.

De fato, quando a estimação de modelo é efetuada com a ajuda de séries temporais, tanto para as variáveis exógenas como para as variáveis endógena, constata-se frequentemente uma ligação aleatória mais ou menos importante entre os erros sucessivos $\epsilon_t, \epsilon_{t+1}, \epsilon_{t+2}, \dots$

Isto não é tão surpreendente, pois os erros materializam de fato a influência dos fatores que não se leva em consideração explicitamente no modelo. Como todas as grandezas econômicas, estes fatores seguem as evoluções, apresentando frequentemente mais regularidade do que uma série puramente aleatória. Se seu efeito foi positivo para a observação t , ele tem bastante probabilidade de ser igualmente positivo para a observação $t+1$.

Pode ser também que os erros de medida sobre as variáveis introduzam uma ligação artificial, visto que elas afetarão frequentemente, de forma semelhante, duas observações. Da mesma forma, se a verdadeira ligação entre a variável endógena e as exógenas não é exatamente linear, um ajustamento para uma relação linear fará aparecer desvios suplementares que serão o mais frequentemente vizinhos para duas observações sucessivas, visto que as variáveis exógenas seguem evoluções geralmente lentas.

Em virtude do acima mencionado e sabendo-se que forte ligação entre os erros provocará provavelmente distorções nas estimativas dos coeficientes de regressão, tomando-se importante a verificação de existência dessa autocorrelação.

DURBIN e WATSON (5) estabeleceram tabelas que dão os limites inferiores e superiores dos níveis de significância para o teste de Von Neumann, que pode ser utilizado para a verificação de autocorrelação. A fundamentação lógica desse teste é como segue.

A expressão

$$DW = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (\epsilon_{t+1}^* - \epsilon_t^*)^2}{\sum_{t=1}^n \epsilon_t^{*2}}$$

ϵ^* = desvio

onde:

n é o número de observações, representa o valor da "relação de Von Neumann", aplicada aos resíduos de estimação.

O valor de DW depende, sempre, da série das variáveis exógenas e dos valores tomados pelos ϵ_t (para $t = 1, 2, \dots, n$). Todavia, DURBIN e WATSON mostraram que para os valores dados dos ϵ_t , DW está compreendido entre dois limites d_L e d_U , independente dos valores tomados pelas variáveis exógenas, e é função somente de n e do número total de variáveis exógenas m , seja:

$$d_L \leq DW \leq d_U$$

Os limites d_L e d_U são variáveis aleatórias onde a distribuição pode ser determinada, para cada par de números (n, m) , mediante hipóteses precisas sobre a distribuição dos ϵ_t . DURBIN e WATSON, partindo das hipóteses de normalidade, homocedasticidade e independência dos erros sucessivos, determinaram as densidades de probabilidade de d_L e d_U e tabularam os valores de d_1 e d_2 , dando os limites de confiança de d_L e d_U certos níveis de significância e diversos valores de n e m .

Para utilizar a tabela constituída conforme acima, compara-se o valor obtido DW, através da relação (17), com os valores d_1 e d_2 . Se $DW < d_1$, rejeita-se a hipótese de independência. Se $d_1 \leq DW \leq d_2$, a tabela deixa subsistir uma dúvida. Na prática, contenta-se nesse caso, em assinalar, que o valor de DW cai na zona de indeterminação. Se $DW > d_2$, aceita-se a hipótese de independência.

Até aqui supõe-se que ligação entre os erros, caso exista, é positiva. Mas, pode acontecer que essa ligação seja negativa. Para testar essa independência, basta comparar o valor $4 - DW$ com d_1 e d_2 . Da mesma forma, as tabelas de Durbin e Watson permitem testes bilaterais quando a hipótese adversa estipula uma ligação positiva ou negativa dos erros.

A teoria do teste proposto por DURBIN e WATSON se aplica somente aos modelos não-autorregressivos. De fato, como os resíduos são menos autocorrelacionados que os erros, o teste de DURBIN-WATSON é pouco poderoso para os modelos autorregressivos.

DURBIN (6) demonstrou que nos modelos autorregressivos, o nível de significância do teste usual de DURBIN-WATSON difere mesmo assintoticamente daquele dado nas tabelas. Este autor propôs um teste válido assintoticamente para tais modelos. Se a hipótese adversa especifica um processo autorregressivo da primeira ordem dos erros, este teste compara a uma variável normal centrada reduzida à quantidade:

$$D = \frac{1}{K} \cdot \frac{\sum_{t=2}^n \epsilon_t^* \epsilon_{t-1}^*}{\sum_{t=2}^n \epsilon_{t-1}^{*2}} \quad (18)$$

Sendo K a raiz quadrada de:

$$K^2 = \frac{1}{n} - \sigma^{*2} (b_1^*) \quad (19)$$

Sendo $\sigma^2 (b_1^*)$ a estimativa usual da variância de b_1^* coeficiente parcial de regressão da variável dependente retardada. Em caso de independência, a grandeza D é distribuída assintoticamente, seguindo uma distribuição normal de média nula e desvio-padrão 1. Se a fórmula (19) desse para K^2 um valor negativo, a independência seria rejeitada.

JOHNSTON (12), quando discute este teste de DURBIN, menciona que ele pode ser aplicado da mesma forma para modelos autorregressivos de segunda ordem.

Além da verificação de existência de autocorrelação, serão realizadas em todos os modelos as seguintes estatísticas: a) a análise de variância através do teste "F" de Snedecor; b) estimativas do coeficiente de determinação múltipla (R^2); e c) teste para a verificação se os coeficientes estimados são significativamente diferentes de zero, através do teste "t" de Student.

Antes do ajustamento das regressões serão determinados os coeficientes de correlação parcial (r) entre as variáveis independentes e entre estas e a variável dependente. Isto será feito para: a) determinar o nível de associação entre as variáveis; e, b) verificar se existem problemas de multicolinearidade entre as variáveis independentes.

Os ajustamentos das regressões serão feitos através do método dos quadrados mínimos e sobre os valores observados das variáveis e os logaritmos das mesmas, sendo que, neste último caso, os coeficientes de regressão dão diretamente o valor dos coeficientes de elasticidade.

Para fim de análise, serão selecionadas as "melhores" equações estimativas em função dos seguintes critérios: a) importância das variáveis independentes consideradas e resultados de acordo com a teoria econômica; b) não-existência de problemas de multicolinearidade e de autocorrelação; c) significância do teste "F"; d) significância estatísticas dos coeficientes de regressão; e e) altos valores do coeficiente de determinação múltipla (R^2).

Os modelos que serão ajustados nesta pesquisa estarão relacionados logo após a definição das variáveis, pois para tal, será levado em consideração tanto os modelos teóricos já definidos como também as variáveis.

Basicamente, para a construção das variáveis consideradas nesta pesquisa, serão levados em consideração a quantidade produzida de leite, o preço desse produto e os preços da carne bovina, da carne suína e dos produtos das três principais culturas de cada região considerada. Estas últimas serão determinadas através do critério de maiores valores da produção no ano de 1970.

As quantidades e os preços originais, esses já inflacionados conforme mencionado anteriormente, serão transformados em índices relativos, com base 1965 = 100, através da expressão:

$$I_t = \frac{V_n}{V_o} \cdot 100 \quad (20)$$

onde:

- I_t = índice relativo de quantidade ou preço para um ano t qualquer;
 V_t = valor da grandeza a ser transformada num ano t qualquer;
 V_o = valor dessa grandeza no ano considerado como base.

Será também constituída uma variável que leva em consideração os preços dos cinco outros produtos, além do leite, com o objetivo de analisar a resposta da produção de leite em relação a esse conjunto. Para tal, escolheu-se o método de Fisher ou Ideal (I_F), que reúne os índices de Laspeyres (I_L) e de Paasche (I_P), sendo uma média geométrica dos mesmos.

A expressão para o cálculo do índice de Laspeyres é a seguinte:

$$I_L = \frac{\sum P_t Q_o}{\sum P_o Q_o} \cdot 100$$

onde:

- P_t = preços dos diferentes produtos num ano t qualquer, para o qual está sendo calculado o índice;
 Q_o = quantidade desses produtos no ano básico;
 P_o = preços dos produtos no ano básico.

Para o índice de Paasche é:

$$I_P = \frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_o Q_t} \cdot 100 \quad (22)$$

onde:

- Q_t = Quantidade dos produtos num ano t qualquer para o qual está sendo calculado o índice;

Finalmente, a expressão para o cálculo do índice de Fischer fica:

$$I_F = \sqrt{I_L \cdot I_P}$$

O método para a construção das variáveis segmentadas já foi discutido anteriormente neste capítulo.

Será utilizada uma variável tendência com o objetivo de tentar explicitar funcionalmente outros fatores que provocam variações nas respostas da produção de leite, com o passar dos anos, que não foram medidos diretamente, como por exemplo, mudanças tecnológicas .

A seguir serão relacionadas as vinte e cinco variáveis utilizadas nesta pesquisa. Todas as variáveis que são índices relativos possuem base 1965 = 100.

- Y : índice relativo da quantidade de leite produzida no ano t;
- X₁: índice relativo do preço real do leite no ano t;
- X₂: índice relativo do preço real da carne bovina no ano t;
- X₃: índice relativo do preço real da carne suína no ano t;
- X₄: índice relativo do preço real do produto da primeira principal cultura no ano t;
- X₅: índice relativo do preço do produto da segunda principal cultura no ano t;
- X₆: índice relativo do preço real do produto da terceira principal cultura no ano t;
- X₇: índice de Fisher dos preços reais da carne bovina, da carne suína e dos produtos das três principais culturas no ano t;
- X₈: tendência (0,1,2, . . . , n-1, sendo n o número de observações);
- X₉: Y retardada de um ano;
- X₁₀: Y retardada de dois anos;
- X₁₁: X₁ retardada de um ano;
- X₁₂: X₁ retardada de dois anos;
- X₁₃: X₇ retardada de um ano;
- X₁₄: índice relativo do preço real do leite, segmentado para fase crescente de preços, no ano t (para ajustamentos nos valores naturais);
- X₁₅: índice relativo do preço real do leite, segmentado para fase decrescente de preços, no ano t (para ajustamentos nos valores naturais);
- X₁₆: índice de Fisher, segmentado para fase crescente, no ano t (para ajustamento nos valores naturais);
- X₁₇: índice de Fisher, segmentado para fase decrescente, no ano t (para ajustamento nos valores naturais);
- X₁₈: média aritmética ponderada dos três índices relativos retardados, de preço real do leite (ponderações iguais a 3,2 e 1 para os valores dos índices nos anos t-1, t-2 e t-3, respectivamente);

- X_{19} : média aritmética ponderada dos três índices de Fisher retardados (ponderações iguais a 3, 2 e 1 para os valores dos índices nos anos t-1, t-2 e t-3, respectivamente);
- X_{20} : índice relativo do preço real do leite, segmentado para a fase crescente de preços, no ano t (para ajustamento nos logarítmos);
- X_{21} : índice relativo do preço real do leite, segmentado para fase decrescente de preços, no ano t (para ajustamentos nos logarítmos);
- X_{22} : índice de Fisher, segmentado para fase crescente, no ano t (para ajustamentos nos logarítmos);
- X_{23} : índice de Fisher, segmentado para fase decrescentes, no ano t (para ajustamentos nos logarítmos);
- X_{24} : retardada de dois anos.

Serão relacionados, a seguir, os modelos que serão ajustados, levando-se em consideração os modelos teóricos e as variáveis. Os ajustamentos serão feitos tanto nos valores observados das variáveis como nos logarítmos destas.

- Modelo I : $Y = f(X_1)$
- Modelo II : $Y = f(X_1, X_8)$
- Modelo III : $Y = f(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6)$
- Modelo IV : $Y = f(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8)$
- Modelo V : $Y = f(X_1, X_7)$
- Modelo VI : $Y = f(X_1, X_7, X_8)$
- Modelo VII: $Y = f(X_{14}, X_{15})^a/e$
 $Y = f(X_{20}, X_{21})^b/$
- Modelo VIII : $Y = f(X_1, X_9)$
- Modelo IX : $Y = f(X_1, X_8, X_9)$
- Modelo X : $Y = f(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_9)$
- Modelo XI : $Y = f(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9)$
- Modelo XII: $Y = f(X_1, X_7, X_9)$
- Modelo XIII: $Y = f(X_1, X_7, X_8, X_9)$
- Modelo XIV: $Y = f(X_9, X_{14}, X_{15})^{(4)}$ e
 $Y = f(X_9, X_{20}, X_{21})^{(5)}$

(4) Para ajustamento nos valores observados das variáveis

(5) Para ajustamento nos logarítmos das variáveis.

Modelo XV :	$Y = f(X_9, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17})$ ^{4/} e $Y = f(X_9, X_{20}, X_{21}, X_{22}, X_{23})$ ^{5/}
Modelo XVI :	$Y = f(X_9, X_{11})$
Modelo XVII:	$Y = (\quad Y = f(X_8, X_9, X_{11})$
Modelo XVIII:	$Y = f(X_9, X_{11}, X_{13})$
Modelo XIX :	$Y = f(X_8, X_9, X_{11}, X_{13})$
Modelo XX :	$Y = f(X_9, X_{12})$
Modelo XXI:	$Y = f(X_8, X_9, X_{12})$
Modelo XXII:	$Y = f(X_9, X_{12}, X_{24})$
Modelo XXIII:	$Y = f(X_8, X_9, X_{12}, X_{24})$
Modelo XXIV:	$Y = f(X_1, X_9, X_{10}, X_{11})$
Modelo XXV:	$Y = f(X_1, X_8, X_9, X_{10}, X_{11})$
Modelo XXVI:	$Y = f(X_1, X_7, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{13})$
Modelo XXVII:	$Y = f(X_1, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{13})$
Modelo XXVIII:	$Y = f(X_1, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12})$
Modelo XXIX :	$Y = f(X_{18})$
Modelo XXX:	$Y = f(X_8, X_{18})$
Modelo XXXI:	$Y = f(X_8, X_{18}, X_{19})$
Modelo XXXII:	$Y = f(X_9, X_{18})$
Modelo XXXIII:	$Y = f(X_8, X_9, X_{18})$

3. RESULTADO

Os resultados dessa pesquisa estão divididos em duas partes . A primeira analisará as taxas de crescimento dos preços e quantidades produzidas dos produtos considerados, como também a evolução do consumo aparente do leite e da carne bovina. Na segunda parte estarão os resultados das relações de oferta de leite no Brasil e nas suas Regiões Fisiográficas.

As três principais culturas do Brasil e de cada Região, selecionadas através do critério de maiores valores da produção no ano de 1970, são as relacionadas no Quadro 1.

(4) *Para ajustamento nos valores observados das variáveis*

(5) *Para ajustamento nos logaritmos das variáveis.*

QUADRO 1. – Principais culturas no Brasil e nas Diversas Regiões Fisiográficas em 1970.

Região	1ª Principal Cultura	2ª Principal Cultura	3ª Principal Cultura
Norte	mandioca	arroz	juta
Nordeste	cana-de-açúcar	mandioca	algodão
Sudeste	café	milho	cana-de-açúcar
Sul	milho	trigo	arroz
Centro-Oeste	arroz	mandioca	milho
Brasil	arroz	milho	cana-de-açúcar

Fonte: *Ministério da Agricultura, EAPA/SUPLAN, Sinópsse Estatística da Agricultura Brasileira, 1947-70.*

Os resultados relativos às taxas médias anuais de crescimento dos preços e das quantidades de leite, da carne suína e das três principais culturas e das taxas médias anuais de crescimento do consumo aparente do leite e da carne bovina nas décadas de 1950 e 1960, para o Brasil e suas diversas Regiões Fisiográficas estão relacionadas nos Quadros 2, 3, 4 e 5.

QUADRO 2. – Taxas Médias de Crescimento, em Porcentagem, dos Índices Relativos de preços Reais do Leite, da Carne Bovina, da Carne Suína e das Principais Culturas e do Índice de Fisher, no Brasil e nas suas Diversas Regiões Fisiográficas, no Período 1949-70.

Produto	Região					
	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste
Leite	2,93	2,77	2,98	2,95	2,78	2,81
Carne Bovina	3,81	3,75	4,02	3,74	3,90	3,54
Carne Suína	3,14	3,23	3,33	3,03	3,23	3,67
1ª Principal Cultura	2,68	2,14	3,15	2,44	2,38	3,78
2ª Principal Cultura	2,22	3,35	2,81	1,94	3,07	2,86
3ª Principal Cultura	2,91	–	1,54	2,80	2,69	2,27
Índice de Fisher	2,99	3,13	2,84	2,82	2,98	3,28

Dados básicos: *Ministério da Agricultura, EAPA/SUPLAN, Sinópsse Estatística da Agricultura Brasileira, 1947-70.*

QUADRO 3 – *Taxas Médias Anuais de Crescimento, em Porcentagem, dos Índices Relativos de Quantidades do Leite, da Carne Bovina, da Carne Suína e das Três Principais Culturas, no Brasil e nas suas Diversas Regiões Fisiográficas, no Período 1949-70*

Produto	Região					
	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste
Leite	4,29	5,25	4,37	3,96	5,07	5,15
Carne Bovina	3,30	4,60	3,49	3,08	3,18	4,86
Carne Suína	4,03	5,00	3,88	3,39	4,70	5,16
1ª Principal Cultura	3,91	4,50	3,77	1,48	4,19	4,93
2ª Principal Cultura	4,13	4,61	3,98	3,51	3,20	4,89
3ª Principal Cultura	4,08	–	3,91	4,35	4,28	5,24

Dados básicos: EAPA/SUPLAN, Sinótese Estatística da Agricultura Brasileira, 1947-70.

Dados básicos: EAPA/SUPLAN, Sinótese Estatística da Agricultura Brasileira, 1947-70.

QUADRO 4 – Consumo Aparente de Leite “Per Capita”, por Ano, no Brasil e nas Diversas Regiões Fisiográficas, em 1950, 1960 e 1970 e Taxas Médias Anuais de Crescimento (1) do Consumo Aparente “Per Capita”, nos Períodos 1950-60 e 1960-70

	Consumo aparente			Taxa anual de crescimento	
	1950	1960 (litros/habitante)	1970	1950-60 (porcentagem)	1960-70
Norte	4,540	5,502	9,349	1,99	5,45
Nordeste	15,988	24,002	29,903	4,14	2,22
Sudeste	76,014	102,719	106,544	3,06	0,46
Sul	40,104	65,658	86,112	5,05	2,75
Centro-Oeste	55,056	124,899	98,047	8,54	-2,39
Brasil	46,584	69,019	75,464	4,01	0,90

(1) Estimada através da fórmula $V_t = V_0 (1+r)^n$, onde V_t = valor no final do período, V_0 = valor inicial, n = número de anos no período e r = taxa anual de crescimento, sendo esta última transformada para porcentagem.

Fonte: Ministério da Agricultura, EAPA/SUPLAN, Sinópsse da Agricultura Brasileira, 1947 a 1970 e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sinópsse Preliminar do Censo Demográfico, 1970.

QUADRO 5 – *Consumo Aparente de Carne Bovina “Per Capita”, por Ano, no Brasil e nas Diversas Regiões Fisiográficas, em 1950, 1960 e 1970 e Taxa Média Anual de Crescimento (1) do Consumo Aparente “Per Capita” nos Períodos 1950-60 e 1960-70*

	Consumo aparente			Taxa anual de crescimento	
	1950	1960 (kg/habitante)	1970	1950-60 (Porcentagem)	1960-70
Norte	7,901	6,589	11,707	- 1,80	5,92
Nordeste	9,642	8,532	10,631	- 1,22	2,22
Sudeste	23,242	21,978	19,949	- 0,63	- 0,96
Sul	25,344	18,827	20,337	- 2,93	0,77
Centro-Oeste	26,075	27,182	33,311	0,41	2,05
Brasil	18,404	16,859	17,602	- 0,87	0,43

(1) *Estimada através da fórmula $V_t = V_o (1+r)^n$, onde V_t = valor no final do período, V_o = valor inicial, n = número de anos no período e r = taxa anual de crescimento, sendo esta última transformada para porcentagem.*

Fonte: *Ministério da Agricultura, EAPA/SUPLAN, Sinótese Estatística da Agricultura Brasileira, 1947 a 1970 e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sinótese Preliminar do Censo Demográfico, 1970.*

Para a análise das relações de oferta no Brasil e nas suas diversas Regiões Fisiográficas, foram ajustados trinta e três modelos por região, tanto nos valores observados como nos logaritmos das variáveis, num total de trezentas e noventa e seis equações estimativas (2).

Deste total de equações, apenas em cento e quarenta e quatro foi aceita a hipótese de inexistência de autocorrelação, sendo que dessas, cento e quarenta e duas eram de modelos autorregressivos de primeira ordem, uma de segunda ordem e uma de um modelo não-autorregressivo.

Com relação das equações onde não entravam a variável tendência (X_8) nem a variável dependente retardada de um ano (X_9) todas as demais apresentaram o teste "F" com significância ao nível de um por cento e coeficiente de determinação múltipla (R^2) com valores elevados, ao redor de 0,98.

Em 60% das 108 equações de modelos autorregressivos de primeira ordem e 60 de segunda ordem, os testes de DURBIN-WATSON e o de DURBIN apresentaram resultados que levavam a interpretações iguais quanto à existência ou não de problemas de autocorrelação. Nos restantes 40%, as interpretações eram diferentes, sendo que nesses, em cerca de 57% o teste "DW" aceitava a hipótese de inexistência de correlação serial e o de "D" rejeitava e, em 45% mostravam uma situação inversa.

A verificação da hipótese de existência de problemas de multicolinearidade foi feita através do critério sugerido por Klein e mencionado em HUANG (11).

Finalmente, foram selecionadas uma ou duas equações por região em estudo, num total de onze, para a análise das relações de oferta, equações essas especificadas nos quadros 6, 7, 8, 9, 10 e 11.

No quadro 12 estão relacionadas as estimativas das elasticidades-preço, cruzadas e de ajustamento para todas as regiões analisadas e no quadro 13 as estimativas das elasticidades-preço para fase crescente de preços de leite a curto e longo prazo e das elasticidades-preço para fase decrescente a curto e longo prazos.

(2) *As trezentas e noventa e seis equações estimativas podem ser encontradas em PINHEIRO*

QUADRO 6 – Equações Seleccionadas para a Análise das Relações de Oferta de Leite no Brasil; Coeficientes Parciais de Regressão (1); Coeficientes de Determinação Múltipla (R^2); Teste "F" e Teste de Durbin (D)

Modelo (2)		Intersecção	Coeficientes Parciais de Regressão				R^2	F	D
			X_9	X_{14}	X_{15}	X_{18}			
XIV (3)	1	26,173	0,649*** (3,52)	0,166 (1,59)	0,289 (1,29)	–	0,99	575,71***	1,21
XXXI (4)	2	– 0,233	0,773*** (18,19)	–	–	0,357*** (3,13)	0,99	792,44***	0,67

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste "t" de Student.

- (2) 1. ajustamento nos valores observados das variáveis;
2. ajustamento nos logaritmos das variáveis.

(3) Relativo ao período 1950-70.
Relativo ao período 1952-70.

(4) Níveis de significância: *** para 1%
** para 5%
* para 10%

QUADRO 7 – Equações Seleccionadas para a Análise das Relações da Oferta de Leite na Região Norte; Coeficientes Parciais de Regressão (1); Coeficientes de Determinação Múltipla (R^2); Teste “F” e Teste de Durbin (D), Período 1950-70

Modelo		Intersecção	Coeficientes Parciais de Regressão						R^2	F	D
			X_1	X_7	X_8	X_9	X_{20}	X_{21}			
XIII	2	0,560	0,510*	- 0,383	0,21**	0,451**	-	-	0,97	115,52***	- 0,87
			(1,89)	(1,59)	(2,67)	(2,40)					
XIV	2	- 0,725	-	-	-	0,612***	0,676**	- 0,005	0,96	144,71***	- 1,39
						(4,03)	(2,30)	(0,01)			

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste “t” de Student.

(2) Ajustamento nos logaritmos das variáveis.

(3) Níveis de significância: *** para 1%

** para 5%

* para 10%.

QUADRO 8 – Equações Seleccionadas para a Análise das Relações de Oferta do Leite na Região Nordeste; Coeficientes Parciais de Regressão(2); Coeficiente de Determinação Múltipla (R^2); Teste “F” e Teste de Durbin (D), Período 1950-70

Modelo (2)	Intersecção	Coeficientes Parciais de Regressão						R^2	F	D	
		X_1	X_7	X_8	X_9	X_{14}	X_{15}				
XIII	1	26,976	0,295**	- 0,413***	1,902***	0,540***	-	-	0,99	371,15***	- 1,00
			(2,30)	(3,43)	(3,16)	(3,74)					
XIV	1	20,995	-	-	-	0,664***	0,205	- 0,304	0,98	268,86***	1,12
						(3,24)	(1,45)	(1,20)			

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste “t” de Student.

(2) Ajustamento nos valores observados das variáveis.

Níveis de significância: *** para 1%

** para 5%

* para 10%

QUADRO 9 – Equações Seleccionadas para a Análise das Relações de Oferta de Leite na Região Sudeste; Coeficientes Parciais de Regressão (1); Coeficiente de Determinação Múltipla (R^2); Teste “F” e Teste de Dubin (D)

Modelo (2)		Intersecção	Coeficientes parciais de regressão				R^2	F	D
			X_9	X_{14}	X_{15}	X_{18}			
XIV (3)	1	8,339	0,824*** (5,56)	0,087 (0,93)	- 0,042 (0,34)	-	0,98	372,96***	0,70
XXXII (4)	2	- 0,036	0,769*** (16,57)	-	-	0,251*** (2,98)	0,99	667,89***	- 0,70

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste “t” de Student.

(2) a. ajustamento nos valores observados das variáveis;
b. ajustamento nos logarítmos das variáveis.

(3) Relativo ao período 1950-70.

(4) Relativo ao período 1952-70.

Níveis de significância: *** para 1%

** para 5%

* para 10%

QUADRO 10 – Equação Seleccionada para a Análise das Relações de Oferta de Leite na Região Sul; Coeficientes Parciais de Regressão(1); Coeficiente de Determinação Múltipla (R^2); Teste “F” e Teste de Durbin (D), Período 1952-70

Modelo (2)	Intersecção	Coeficientes parciais de regressão			R^2	F	D	
		X_8	X_9	X_{18}				
XXXIII	1	41,335	2,142** (2,33)	0,644*** (3,90)	0,382* (1,87)	0,98	268,05***	1,80

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste “t” de Student.

(2) Ajustamento nos valores observados das variáveis.

Níveis de significância: *** para 1%

** para 5%

* para 10%

QUADRO 11 – Equações Seleccionadas para a Análise das Relações de Oferta de Leite na Região Centro-Oeste; Coeficientes Parciais de Regressão (1); Coeficiente de Determinação Múltipla (R^2); Teste “F” e Teste de Durbin (D), Período 1950-70

Modelo		Intersecção	Coeficientes parciais de regressão					R^2	F	D
			X_9	X_{11}	X_{13}	X_{14}	X_{15}			
XIV	1	92,770	1,002*** (8,27)	–	–	0,428*** (2,83)	– 0,483*** (3,59)	0,97	206,21***	0,76
XVIII	2	– 0,300	0,909*** (12,84)	0,752** (2,81)	– 0,488* (2,09)	–	–	0,93	76,77***	– 1,59

(1) Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes parciais de regressão são os valores do teste “t” de Student.

- (2) a. ajustamento nos valores observados das variáveis;
 b. ajustamento nos logaritmos das variáveis.

Níveis de significância: *** para 1%
 ** para 5%
 * para 10%

QUADRO 12 – *Estimativas dos Coeficientes: de Elasticidade-Preço a Curto (EP_{cp}) e Longo (EP_{lp}) Prazos; de Elasticidade Cruzada a Curto (EC_{cp}) e Longo (EC_{lp}) Prazos e de Elasticidade de Ajustamento (b) para o Brasil e suas Diversas Regiões Fisiográficas*

Norte	0,510(1)	- 0,383(1)	0,549	0,929(1)	- 0,698(1)
Nordeste	0,345(1)	- 0,509(1)	0,487	0,708(1)	- 1,045(1)
Sudeste	0,251(1)	-	0,231	1,087(3)	-
Sul	0,514(3)	-	0,397	1,295(3)	-
Centro-Oeste	0,752(2)	- 0,448(2)	0,091	8,264(2)	- 4,923(2)
Brasil	0,357(3)	-	0,227	1,573(3)	-

(1) *Estimado através de variável relativa a preços do ano.*

(2) *Estimado através de variável relativa a preços retardados de um ano.*

(3) *Estimado através de variável relativa à média aritmética ponderada dos três últimos preços retardados.*

QUADRO 13 – *Estimativas dos Coeficientes: de Elasticidade-Preço para a fase Crescente de Preços do Leite a Curto (EPC_{cp}) e Longo (EPC_{lp}) Prazos e de Elasticidades-Preço para a Fase Decrescente de Preços do Leite a Curto (EPD_{cp}) e Longo (EPD_{lp}) Prazos para o Brasil e suas Diversas Regiões Fisiográficas*

Região	Coeficiente			
	EPC _{cp}	EPD _{cp}	EPC _{lp}	EPD _{lp}
Norte	0,676	– (1)	1,742	– (1)
Nordeste	0,319	– 0,235	0,864	– 0,637
Sudeste	0,134 (1)	– 0,031 (1)	– (1)	– (1)
Sul	– (1)	– (1)	– (1)	– (1)
Centro-Oeste	1,001	– 0,267	17,875	– 4,768
Brasil	0,267	– 0,234	0,701	– 0,614

(1) *Os coeficientes de regressão da variável não apresentaram nível de significância estatística aceitável.*

4. CONCLUSÕES

Inicialmente, algumas hipóteses podem ser levadas através dos resultados constantes nas tabelas 12 e 13.

Nas regiões menos desenvolvidas do país (Norte e Nordeste), as melhores estimativas para as elasticidades foram obtidas através dos preços correntes, enquanto que nas mais desenvolvidas (Sudeste e Sul), as respostas da produção de leite aos estímulos das variações dos preços se dão através de um processo mais complexo, pois a variável que forneceu as melhores estimativas para elasticidade-preço foi a relativa à média aritmética ponderada dos preços retardados de um, dois e três anos.

Uma das hipóteses para explicar esses resultados é de que, nas regiões subdesenvolvidas, a exploração agrícola é caracterizada como sendo de subsistência, isto é, as famílias do meio rural produzem para seu autoconsumo, vendendo algum excedente para poder comprar outros produtos necessários que não produzem. Quando o preço de algum produto específico aumenta ou diminui relativamente aos preços de outros produtos, estas famílias passam a vender mais ou menos desse produto, respectivamente, de forma quase imediata, passando a vender menos ou mais de outros produtos que produzem, para fazerem suas compras. Por outro lado, sabe-se que as estatísticas geralmente não levam em consideração o autoconsumo, por ser um dado de difícil mensuração, considerando quase que somente a produção comercializada.

Já nas regiões mais subdesenvolvidas, quase que a totalidade da produção é vendida, sendo pois, os resultados obtidos para esse caso, um complexo mais significativo das características das respostas da produção de leite como um todo às variações dos preços, enquanto que nas regiões subdesenvolvidas, os resultados são muito mais referentes à pequena parte da produção que é vendida, e não da produção que é vendida, e não da produção como um todo.

Os resultados obtidos em relação aos coeficientes de elasticidade de ajustamento confirmam esse resultado pois, nas regiões menos desenvolvidas, as respostas da produção em relação às variações dos preços se dão em cerca de 50%, decorrido o primeiro ano, enquanto que nas regiões mais desenvolvidas, essa porcentagem é mais baixa, indicando a necessidade de um maior prazo para que a produção entre novamente em equilíbrio.

De forma geral, os resultados aos coeficientes de elasticidade-preço para as fases crescente e decrescente de preços, confirmam a hipótese de que a oferta na fase crescente é mais elástica do que na fase decrescente.

Uma das possíveis razões para o fato de que os pecuaristas não reduzem ou reduzem relativamente pouco a produção quando os preços caem é a existência de uma grande proporção de mão-de-obra familiar na exploração da

pecuária bovina leiteira, mão-de-obra esta com muito pouca oportunidade de empregos, caracterizando-se por uma grande fixidez nessa situação. Outra explicação é a dada por HATHAWAY (9) de que, quando os preços caem, os fazendeiros procuram aumentar a produção suficientemente para manter suas rendas, compensando os baixos preços por unidade de produto pelo aumento do número de unidades produzidas.

Dentre as conclusões possíveis de serem tiradas dos resultados obtidos nesta pesquisa, destacam-se as seguintes:

a) o preço do leite, em média, durante o período 1949/70, e em todas as Regiões Fisiográficas do Brasil, subiu as taxas inferiores à dos preços das carnes bovina e suína, sendo sua evolução próxima à dos preços dos principais produtos da lavoura, fato que pode ser incentivador da substituição da pecuária leiteira pela pecuária corte, dado que essas duas atividades são competitivas no uso de mesmas formas de fatores de produção;

b) as taxas médias de crescimento da produção leiteira, em todas as regiões analisadas, são superiores a de todos os outros produtos considerados. Entretanto, no período 1960/70, o consumo aparente de leite praticamente estabilizou em relação a sua evolução positiva na década dos cinquenta, sendo que este fato foi regra geral na quase totalidade das regiões brasileiras, apresentando-se a Região Norte como única exceção. Na Região Centro-Oeste a evolução do consumo aparente na última década chegou a inverter de sentido, passando de positiva para negativa;

c) fato inverso ocorreu com o consumo aparente da carne bovina, pois em quatro regiões da Federação passou de evolução negativa na primeira década para positiva na segunda e na Região Centro Oeste evoluiu positivamente nos dois períodos considerados, entretanto, de forma mais acentuada em 1960/70. Na Região Sudeste, as taxas de evolução mostraram-se sempre com valores negativos próximos a zero;

d) os modelos autorregressivos de primeira ordem mostraram-se mais apropriados para a estimativa de funções de oferta para leite, pois os não-autorregressivos e os autorregressivos de segunda ordem apresentaram sempre sérios problemas estatísticos nos ajustamentos, evidenciando-se a existência de correlação serial;

e) a estatística de DURBIN-WATSON, de uso difundido para a verificação de existência de problemas de autocorrelação em modelos autorregressivos de primeira e segunda ordem, confirmou não ser indicada para tal, pois pode levar à seleção de equações com tais problemas e ao abandono de outras sem evidência deles. É mais indicado o uso de outras estatísticas como a de DURBIN, construída para o caso específico;

f) a produção de leite, em todas as Regiões Fisiográficas do Brasil, é responsável às variações no preço desse produto. Entretanto, o início significativo

das respostas faz-se sentir de forma diferente, sendo que nas regiões mais desenvolvidas (Sudeste e Sul), há uma influência parcial e ponderada relativa às variações nos preços dos três anos anteriores. A Região Centro-Oeste encontra-se numa situação intermediária, sendo que as variações na produção iniciam de forma significativa um ano após as variações dos preços.

Nessa região são encontrados os maiores níveis de resposta, sendo que a maior parte ocorre a longo prazo, enquanto que nas regiões menos desenvolvidas do País, as respostas se fazem sentir em cerca de 50% no período de um ano, e o restante após esse prazo. Nas regiões Sudeste e Sul são encontradas situações intermediárias quanto a este último aspecto;

g) a exploração da pecuária bovina leiteira no Brasil é competitiva em relação às outras principais atividades agrícola de cada região, sendo única exceção a Região Sul, onde se desenvolve de forma independente das outras atividades;

h) há indicações de que em todas as regiões do Brasil, a produção de leite é mais responsiva às variações de preço quando estes se dão em sentido positivo do que quando em negativo, sendo esse fato bem evidente nas regiões Norte e Centro-Oeste; e

i) como conclusão final, tem-se que, dada a deterioração do preço do leite em relação ao preço da carne bovina, parece estar ocorrendo uma transferência de recursos produtivos, com o incremento da pecuária de corte, em detrimento da leiteira. Essa determinação do preço pode estar sendo causada pela política de fixação dos preços de leite e de carne, gerando como consequência, as atuais crises no abastecimento no que se refere ao leite.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 1 – BRANDT, Sérgio A.; BARROS, M. de S. e DESQUALDO NETTO, D. “Relações Estruturais de Oferta de Algodão no Estado de São Paulo”. São Paulo: *Agricultura em São Paulo* ano XI, nºs 8 a 12, agosto a dezembro de 1964.
- 2 – _____ “Curso de Metodologia da Pesquisa”. São Paulo: Divisão de Economia Rural, SAESP, 1965.
- 3 – _____ “Estimativas de Oferta de Produtos Agrícolas no Estado de São Paulo”. São Paulo: *Anais da IV Reunião da Sociedade Brasileira de Economistas Rurais*, 1966.
- 4 – _____ “Derivação de Funções de Oferta a Partir de Funções de Produção e Modelos com Retardamentos Distribuídos”. São Paulo: *Bol. Téc. 14*, IEA SAESP, 1969.
- 5 – DURBIN, J. e WATSON, G.S. “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression”. *Biometrika*, dezembro de 1950.
- 6 – _____ “Testing for Serial Correlation in Least Square Regression when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables”. Mimeografo.
- 7 – FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS: “Projections of Supply and Demand for Agricultural Products of Brazil Through 1975”. Jerusalém: Editora S. Monson, IBE, CEA, 1968.
- 8 – _____ “Conjuntura Econômica: 25 Anos de Economia Brasileira, Estatísticas Básicas”. Rio de Janeiro, vol. 26, novembro de 1972.
- 9 – HATHAWAY, Dale E. *Government and Agriculture: Economic Policy in a Democratic Society*. New York: The MacMillan Company, 1963.
- 10, – HEDT, Roberto W. “A Disaggregate Approach to Aggregate Supply”. *Menasha: A.J.A.E.*, vol. 52, nº 4, novembro de 1970.
- 11 – HUANG, David S. *Regression and Econometric Methods*. New York: John Wiley & Sons., 1970.

- 12 – JOHNSTON, J. *Ecometric Methods*. New York: McGraw-Hill Book Company, Inc., 1972.
- 13 – MAKI, R. Wilbur. "Forecasting Livestock Supplies and Prices with an Econometric Model". Menasha: J.F.E., vol. 45, nº 3, agosto de 1963.
- 14 – MALINVAUD, E. *Méthodes Statistiques de L'Économétrie*. Paris: Dunod Éditeur, 1969.
- 15 – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. "SinópsE Estatística da Agricultura Brasileira, 1974 a 1970 – Subsetor Produção Animal e Derivados". Brasília: SUPLAN, vols. I, II, III, IV, e V, 1972.
- 16 – _____ "SinópsE Estatística da Agricultura Brasileira, 1947 a 1970 – Subsetor Lavouras". Brasília: SUPLAN, vols. I, II, III, IV e V, 1972.
- 17 – MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO GERAL. "Anuário Estatístico do Brasil-1972". Rio de Janeiro: Fundação I.B.G.E., I.B.G., vol. 33, 1972.
- 18 – NERLOVE, Marc e BACHMAN, K.L. "The Analysis of Changes in Agricultural Supply: Problems and Approaches". Ames: J.F.E., vol. XLII, nº 3, agosto de 1960.
- 19 – PASTORE, Afonso Celso. *A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil*. São Paulo: Editora APEC, 1973.
- 20 – PINHEIRO, Flávio A. "Revelações Estruturais da Oferta de Leite no Brasil - 1949/70". Botucatu: Tese de Doutorado não publicada, Departamento de Economia Rural, FCMBB, 1973.
- 21 – REUTLINGER, Shlomo. "Alternative Uncertainty Models for Predicting Supply Response". Menasha: J.F.E., vol. 45, nº 5, dezembro de 1963.
- 22 – SIMÕES, Roberto. "Oferta Estática e Custo de Produção de Carne Bovina. Região de Governador Valadares. M.G., 1969". Viçosa: UFV., Tese de M.S. 1971.
- 23 – TOYAMA, N.K. e PESCARIN, R.M.C. "Projeções da Oferta Agrícola do Estado de São Paulo". São Paulo: *Agricultura em São Paulo*, Ano XVII, nºs 9/10, setembro/outubro de 1970.

- 24 – TWEETEN, Luther G. e QUANCE, Leroy C. "Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches". Menasha: *A.J.A.E.* vol. 51, nº 2, maio de 1969.
- 25 – "Nature's Felicity, Specification Errors, and Bias in Supply Response Analysis: Reply". Menasha: *A.J.A.E.*, vol. 52, nº 1, fevereiro de 1970.
- 26 – WHITE, James H. "The Supply Function in Agriculture Revisited-Discursion" Menasha: *A.J.A.E.*, vol. 51, nº 2, maio de 1969.
- 27 – WOLFFRAM, Rudolf. "Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches – Some Critical Notes". Menasha: *J.A.E.*, vol. 53, nº 2, maio de 1971.