

RESPOSTA DA PRODUÇÃO DE LEITE AOS PREÇOS NO ESTADO DE SÃO PAULO¹

JOSÉ R. VICENTE e MARIA C.M. VICENTE²

RESUMO - Um modelo de defasagens polinomiais foi utilizado objetivando mensurar a influência dos preços recebidos sobre a produção de leite. Os resultados mostraram que as produções mensais e anuais eram positivamente afetadas pelos preços. As elasticidades calculadas mostraram que a elevação nos preços mensais recebidos, da ordem de 10%, teria como resposta aumentos na produção entre 0,2% e 0,8% entre o terceiro e o décimo segundo meses subsequentes. Aumento da mesma magnitude nos preços médios anuais acarretaria elevações de 0,4% a 0,9% na produção do segundo ao sétimo anos seguintes.

Termos para indexação: defasagem polinomial.

RESPONSE OF MILK PRODUCTION TO PRICE IN THE STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL

ABSTRACT - A polynomial lag model is used to measure the influence of received price on milk production. The results showed that the monthly production is affected by the average price between third and twelfth preceding months and the annual production is influenced by the price between second and seventh preceding years. The estimated price elasticities were between 0.02 and 0.09.

Index terms: polynomial lag.

INTRODUÇÃO

A produção de leite no estado de São Paulo, como nos demais estados brasileiros, é extremamente pulverizada e conduzida com nível tecnológico ainda baixo. Dos 115.000 imóveis rurais produtores, 86% produzem menos de mil litros por dia e respondem por 36% da quantidade total produzida, situação que vem se mantendo há décadas (Moricochi et al. 1973, Piva et al. 1989). Algum progresso vem sendo notado, em São Paulo, com relação ao aumento das áreas de pastagens cultivadas e da produtividade, que passou de 3,50 litros por cabeça por dia em 1972, para 4,67 litros por cabeça por dia em 1986, segundo dados de levantamentos por amostragem efetuados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). Deve-se destacar, também, que os produtores que ordenham apenas na época das águas, os cha-

mados "safristas", praticamente inexistem no Estado, o que leva a concluir que essa produção, mais especializada, é positivamente influenciada pelo preço do produto.

A partir de 1972, houve um crescimento na produção de leite tipo B (+ 5,0% ao ano), e relativa estagnação na produção de leite tipo C (+ 0,5% ao ano), provável conseqüência da redução de 3% ao ano nos preços (reais) recebidos pelos produtores no período 1972-88. Observa-se, portanto, que os mecanismos oficiais de controle de preços não têm conseguido, ao menos no estado de São Paulo, elevar a produção aos níveis do aumento populacional.

No caso do leite, os preços controlados pelo Governo necessitam tornar o produto acessível ao consumidor e, ao mesmo tempo, compensador para o produtor.

Dadas as características da exploração, uma alteração nos preços recebidos pelos produtores pode ocasionar dois tipos de resposta: a curto prazo, um aumento ou diminuição relativa na produção proporcionada pela mudança nos padrões de manejo do rebanho; e a médio e longo prazos, uma adequação estrutural com

¹ Aceito para publicação em 22 de novembro de 1990.

² Eng. - Agr., M.Sc., Inst. de Econ. Agrícola, Caixa Postal 8.114, CEP 01051 - São Paulo, SP.

certa defasagem, compreendendo dimensão do rebanho, de benfeitorias, pastagens, etc.

Tratando-se de produto básico na alimentação, os mecanismos de resposta aos preços necessitam ser bem compreendidos, para possibilitar aos formuladores de políticas o conhecimento dos períodos de maior eficiência das medidas de estímulo à produção.

O objetivo deste trabalho é, portanto, analisar a resposta da produção de leite, no estado de São Paulo, aos preços recebidos pelos produtores, identificando os períodos de maior influência sobre a produção futura.

MATERIAL E MÉTODOS

Em diversos trabalhos, no Brasil, foram estudados os efeitos das variações de preços sobre a produção agrícola: Brandt (1966) estudou as variáveis que mais afetaram as ofertas de algodão, amendoim, arroz, batata, mamona e milho no estado de São Paulo, no período 1948-63. Os resultados mostraram que todos aqueles produtos respondiam positiva e significativamente aos preços recebidos em anos anteriores. Esse trabalho foi atualizado e ampliado por Toyama & Pescarin (1970), que analisaram o período 1948-69 a fim de calcular elasticidades e efetuar projeções de oferta agrícola. Dos produtos estudados, os autores obtiveram modelos com coeficientes significativos para os preços recebidos em anos anteriores para o amendoim, arroz, cana-de-açúcar, feijão, mamona, mandioca, milho e carne suína. Para a produção de leite, os modelos ajustados apontaram como variáveis principais as produções nos dois anos anteriores, e permitiram rejeitar a hipótese de que a pecuária de corte seria uma atividade alternativa à do leite. Pastore (1973), antes de comentar a oferta de produtos agropecuários a nível regional, apresentou vários métodos de estimação para as funções de oferta no caso de haver viés de autocorrelação; considerou, todavia, que esses métodos não provocavam muitas alterações, e estimou as funções por mínimos quadrados. O autor concluiu que não existiam razões para rejeitar a hipótese de que os agricultores tomavam decisões sobre quanto e o que plantar através de critérios próximos ao da maximização de lucros. A comparação efetuada entre as elasticidades das ofertas regionais mostrou que a resposta da produção era mais nítida nas regiões mais desenvolvidas do País, onde o mercado de fatores funcionava mais efi-

cientemente. Caser & Vicente (1984) estudaram as principais regiões produtoras de arroz e feijão em São Paulo, utilizando série de dados do período 1948-80; encontraram influência positiva e significativa dos preços sobre a produção de arroz, resultado que não se repetiu para o feijão, com as produções das safras das águas e da seca tomadas isoladamente. O Instituto de Economia Agrícola (IEA) efetuou, durante vários anos, projeções de oferta agrícola na série Prognóstico. Utilizou, para isto, a mesma metodologia empregada nos trabalhos citados anteriormente, isto é, os modelos tipo Nerlove. Estes têm o inconveniente de serem limitados, por especificar estruturas de defasagens de preços não flexíveis, o que importa em assumir que o efeito na produção, em decorrência dos preços, está no período imediatamente posterior (Chen et al. 1972). Isso tende a causar maiores problemas quando se considera a pecuária leiteira, que deve receber diversas influências dos preços, intensificando o manejo do rebanho e motivando investimentos que irão possibilitar aumento de produção em anos futuros. Por esse motivo, optou-se pelo uso de um modelo de defasagens polinomiais³, que pode ser descrito, concentrando-se a atenção nos preços, como

$$Q_t = \sum_r B_r P_{t-r} \quad (r = 0, 1, \dots, k) \quad (a)$$

onde:

Q_t = produção no período t ,

P_{t-r} = preços recebidos no período $t-r$,

k = número de períodos defasados, e,

B_r = coeficientes da estrutura de defasagens (B_0, B_1, \dots, B_k)

Chen et al. (1972) utilizaram um modelo de defasagens polinomiais generalizados, definindo os pesos defasados por:

$$B_r = a_0 + a_1 r + a_2 r^2 + \dots + a_n r^n, \quad (b)$$

onde n é a ordem do polinômio. É possível, então, reescrever (a) como

$$Q_t = \sum_r (a_0 + a_1 r + a_2 r^2 + \dots + a_n r^n) P_{t-r} \quad (c)$$

³ Aspectos da estimação e problemas correlatos a modelos de defasagens polinomiais podem ser vistos em Judge et al. (1988).

Em aplicações econométricas, um polinômio de ordem baixa é, normalmente, mais adequado. Considerando-se a ordem 2, pode-se reescrever (c) como

$$Q_t = \sum_r (a_0 + a_1 r + a_2 r^2) P_{t-r} \quad (d)$$

e, (b) passa a ser

$$B_r = a_0 + a_1 r + a_2 r^2, \quad (e)$$

sujeita à restrição $B_r = 0$, quando $r = k$, ou,

$$a_0 + a_1 k + a_2 k^2 = 0 \quad (f)$$

que é imposta assumindo-se que os preços recebidos após certo intervalo de tempo não afetam mais a produção. No presente estudo esse período foi determinado previamente, através do coeficiente de correlação simples (r) entre produção e preços defasados, considerando-se como desprezível a influência dos preços recebidos anteriores a um instante t com $r < 0,25$.

Resolvendo-se (f) para a_0 e substituindo-se em (e), tem-se

$$B_r = a_1(r-k) + a_2(r^2 - k^2), \quad (g)$$

podendo-se reescrever (d) da forma

$$Q_t = a_1 \sum_r (r-k) P_{t-r} + a_2 \sum_r (r^2 + k^2) P_{t-r} \quad (h)$$

Para fins de estimação, conforme Chen et al. (1972), os preços defasados são dados por

$$W_1 = \sum_r (k-r) P_{t-r} \text{ e } W_2 = \sum_r (k^2 - r^2) P_{t-r} \quad (i)$$

Obtidos os coeficientes das formas linear e quadrática, pode-se calcular os coeficientes de cada período de tempo (ano, mês) por

$$B_r = a_1(k-r) + a_2(k^2 - r^2), \quad (j)$$

cujas significâncias estatísticas podem ser testadas por

$$t(\text{de Student}) = \frac{B_r}{s^2 B_r}$$

com $s^2 B_r$ dada por

$$s^2 B_r = (k-r)^2 \cdot s^2(a_1) + (k^2 - r^2) \cdot (a_2) + 2(k-r) \cdot (k^2 - r^2) \cdot \text{cov}(a_1 a_2) \quad (l)$$

É possível, também, calcular as elasticidades-preço em cada mês ou ano, por

$$e_r = \frac{\partial Q_t}{\partial P_{t-r}} \cdot \frac{\bar{P}}{\bar{Q}} \quad (r = 0, 1, \dots, k) \quad (m)$$

com a elasticidade preço sendo dada por

$$e_a = \sum_r \frac{\partial Q_t}{\partial P_{t-r}} \cdot \frac{\bar{P}}{\bar{Q}} \quad (n)$$

A série de dados mensais de produção publicada para o estado de São Paulo, cobre apenas o período que vai de dezembro de 1975 a setembro de 1981, e teve como fonte os trabalhos de Vicente et al. (1978), Pino (1980) e a revista *Informações Econômicas* (1979-1982); os preços correspondentes foram obtidos em Santiago et al. (1988). Pela brevidade da série mensal, foram utilizados, também, dados anuais de produção e preços recebidos pelos produtores, existentes para o período 1948-87, que tiveram como fonte o trabalho de Moricochi et al. (1973), a série *Prognóstico* (1972-1988) e o Banco de Dados do IEA.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos foram ajustados, inicialmente, por mínimos quadrados ordinários (MQO). Todavia, os valores da estatística Durbin-Watson, entre 0,58 e 1,09, indicaram a existência de autocorrelação de primeira ordem, o que afeta a eficiência do estimador de MQO (Kennedy 1989). Por isso, optou-se pelo ajuste através do método iterativo de Cochrane-Orcutt (Dillon & Goldstein 1984).

Nos modelos com dados de produções e preços mensais, além dos termos linear e quadrático, representativos dos preços, foram introduzidas duas variáveis para captar diferenças entre as produções da época das águas e da seca: T1, que assumiu valores de 1 a 6 nos meses de agosto a janeiro e zero nos demais; e, T2, com valores de 1 a 6 nos meses de fevereiro a julho, e zero nos demais. Tentou-se, também, a inclusão de uma tendência temporal mensal, com valor 1 em dezembro de 1975, e

70 em setembro de 1981; todavia, essa variável não alterou os resultados do ajuste e foi excluída (Tabela 1).

Através das fórmulas (l), (m) e (n), obtiveram-se os coeficientes referentes aos meses do ano e os respectivos valores da estatística "t". Observou-se que os coeficientes do terceiro ao décimo segundo mês anterior ao da produção exerciam sobre ela influência significativa, com as elasticidades no ponto médio indicando ser o período compreendido entre o quinto e o oitavo mês, o mais relevante. Os valores das elasticidades apontaram para aumentos na produção entre 0,2% e 0,8%, em resposta a elevações nos preços recebidos pelos produtores da ordem de 10% (Tabela 2). A elasticidade agregada, obtida pela soma das elasticidades mensais, mostra que elevações de 10% no nível de preços, durante os doze meses ante-

riores, teriam como consequência produções 7% maiores.

Para a série com dados de produção e preços médios recebidos anuais, um estudo preliminar de correlações simples entre produção e preços defasados, indicou como relevante o período compreendido entre t e t-7 ($r > 0,25$). A inclusão de variável representativa de tendência temporal não melhorou os resultados, sendo, por isso, desconsiderada (Tabela 1). Os coeficientes calculados para os anos isoladamente foram significativos de t-2 a t-7, com as elasticidades nos pontos médios indicando que o período compreendido entre t-3 e t-5 seria o mais importante. Esse resultado é consistente com a defasagem média de quatro anos entre o nascimento de bezerras e sua entrada no rebanho leiteiro (Diniz 1976). Elevações de 10% nos preços médios anuais recebidos teriam como resposta aumentos entre 0,4% e 0,9% na produção do segundo ao sétimo ano subsequente (Tabela 2). A elasticidade agregada aponta, nesse caso, para elevações de 4,2% na produção como consequência de preços médios recebidos 10% superiores nos sete anos

TABELA 1. Principais resultados do ajuste de modelos¹

Variáveis	Série mensal	Série anual
Preços recebidos		
termo linear	-0,3623 (-1,33)d	-10,2522 (-1,44)d
termo quadrático	0,0279 (1,62)d	1,2170 (1,75)c
Tendência 1	2,1856 (4,73)a	-
Tendência 2	-0,1417 (-0,31)	-
Constante	41,2280 (0,86)	934,6391 (3,81)a
R ²	0,79	0,86
F	39,18a	58,28a
d ²	1,43b	1,79

¹ Equações ajustadas pelo método de Cochrane-Orcutt. Entre parênteses, estatística "t"; níveis de significância: a = 1%, b = 5%, c = 10%, d = 20%.

² Estatística Durbin-Watson; a = significativo a 5%, b = inconclusivo a 5%.

Fonte: Estimados a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

TABELA 2. Elasticidade-preço da oferta de leite¹.

Período	Série mensal	Série anual
t	0,00	-0,02
t-1	0,02	0,02
t-2	0,04	0,06 b
t-3	0,06 c	0,08 a
t-4	0,07 b	0,09 a
t-5	0,08 b	0,08 b
t-6	0,08 b	0,07 b
t-7	0,08 b	0,04 b
t-8	0,08 b	-
t-9	0,07 b	-
t-10	0,06 b	-
t-11	0,04 b	-
t-12	0,02 c	-

¹ Entre parênteses, níveis de significância das estimativas dos parâmetros: a = 1%, b = 5%, c = 10%.

Fonte: Estimadas a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

anteriores. Essas elasticidades, bastante inferiores às obtidas por Barcelos (1984) para o Brasil, aparentemente são consistentes com a manutenção (e, mesmo, pequeno acréscimo) de produção ocorrida em São Paulo, no período 1972-88, apesar de os preços reais decrescerem à taxa de 3% ao ano. Os valores baixos das elasticidades indicariam que os aumentos na produção somente seriam obtidos às custas de elevações mais do que proporcionais nos preços pagos aos produtores.

Considerando-se a relativa inelasticidade-preço da demanda e dadas as condições de renda e nutrição da população, pode-se inferir que esforços deveriam ser dirigidos ao subsídio direto ao consumidor, conjugados a preços mais compensadores ao produtor.

Uma limitação deste trabalho é a impossibilidade de ajustar dados de produção mensal e preços recebidos com maior defasagem (até o sétimo ano, como sugerido pelos resultados dos ajustes da série anual), devido à diminuta série disponível. Porém, como ocorrido com Chen et al. (1972), a introdução de novos meses, provavelmente, aumentaria os problemas com multicolinearidade.

CONCLUSÕES

1. A produção mensal de leite, no estado de São Paulo, foi influenciada significativamente pelos preços recebidos pelos produtores no intervalo compreendido pelo terceiro e o décimo segundo mês precedentes.

2. A produção anual, por sua vez, apareceu recebendo influência significativa dos preços recebidos no período delimitado pelos segundo e o sétimo anos precedentes.

3. Os valores das elasticidades calculadas indicam que, para ser conseguido acréscimo substancial na produção, as elevações dos preços do produto em nível de produtor deverão ser, também, substanciais.

REFERÊNCIAS

- BARCELOS, S.M. Teoria de investimento e custos de ajuste na oferta de Leite. Viçosa: UFV, 1984. 82p. Tese de Mestrado.
- BRANDT, S.A. Estimativas de ofertas de produtos agrícolas no estado de São Paulo. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 4. 1965, São Paulo. Anais... São Paulo: SOBER, 1966. p.323-348.
- CASER, D.V.; VICENTE, J.R. **Projeções de áreas e previsões de rendimentos de feijão e de arroz nas DIRAs de Sorocaba e São José do Rio Preto.** São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, 1984. 28p. (Relatório de Pesquisa 15/84).
- CHEN, D.; COURTNEY, R.; SCHMITZ, A. A polynomial lag formulation of milk production response. *American Journal of Agricultural Economics*. Lexington, v. 54, n. 1, p.77-83, Feb. 1972.
- DILLON, W.R.; GOLDSTEIN, M. **Multivariate Analysis: methods and applications.** New York: John Wiley & Sons, 1984. 587p.
- DINIZ, A. **Análise da política de interferência no mercado de leite.** Viçosa: UFV, 1976. 62p. Tese de Mestrado.
- INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, v.9/12, 1979/1982.
- JUDGE, G.G.; HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; LUTKEPOHL, H.; LEE, T.C. **Introduction to the theory and practice of econometrics.** 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 1988. 1024p.
- KENNEDY, P. **A guide to econometrics 2.ed.** Cambridge: MIT Press, 1989. 238p.
- MORICOCCHI, L.; YAMAGUSHI, C.T.; PIVA, L.H.O.; NEVES, E.M.; ANJOS, N.M.; MATSUNAGA, M.; OSSIO, J.H.G.; ARAÚJO, P.F.C. A situação da pecuária leiteira em São Paulo. *Agricultura em São Paulo*. v. 20, n.1/2. p.1-42, 1973.
- PASTORE, A.C. **A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil.** São Paulo: APEC, 1973. 170p.
- PINO, F.A. **Análise de intervenção em séries temporais - aplicações em economia agrícola.** São Paulo: IME/USP, 1980. 253p. Tese de Mestrado.
- PIVA, L.H.O.; MORICOCCHI, L.; BORTOLETO, E.E.; WEDEKIN, V.S.P.; VICENTE, J.R.;

- OKAWA, H. Estrutura produtiva e situação da pecuária leiteira no estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, v. 36, n. 2, p.84-132, 1989.
- PROGNÓSTICO. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, v.1/17. 1972/1988.
- SANTIAGO, M.M.D.; PACKER, M.F.; SUEYOSHI, M.L.S.; PELLEGRINI, R.M.P.; MARQUES, S.A.; NOGUEIRA, E.A.; DONADELLI, A.; ALBUQUERQUE, N.G. **Estatísticas agrícolas de preços no estado de São Paulo**. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, 1988. 2 v. 522p.
- TOYAMA, N.K.; PESCARIN, R.M.C. Projeções de oferta agrícola do estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, v. 17, n. 9/10, p. 1-97, set./out. 1970.
- VICENTE, J.R.; PINO, F.A.; PIVA, L.H.O.; MORICOCCHI, L. A produção de leite no estado de São Paulo, janeiro a setembro de 1978. **Informações Econômicas**. São Paulo, v. 8, n. 12, p. 1-8, dez. 1978.