

MATRIZ DE OFERTA AGROPECUÁRIA: UMA APLICAÇÃO DE NOVAS TÉCNICAS DE REGRESSÃO DE CUME¹

L. C. TAKAO YAMAGUCHI², SERGIO ALBERTO BRANDT³, A. LUDWIG⁴
JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS⁵

RESUMO - A análise dos efeitos de preços relativos sobre os padrões de produção das diferentes explorações agrícolas e pecuárias tem sido dificultada por sérios problemas de multicolinearidade em séries de preços. Para contornar esta dificuldade empregam-se novas técnicas de regressão de cume (ridge regression) a dados de séries temporais (1948-80) de preços, produção e área cultivada dos onze principais produtos agrícolas e pecuanos do Estado de São Paulo, com os objetivos de estimar os parâmetros de um modelo multiequacional de oferta e de obter matrizes de elasticidade de oferta, para os prazos curto e longo. Inferências para política e pesquisa são delineadas com base nos resultados obtidos.

Termos para indexação: oferta agropecuária, matriz de elasticidade, regressão de cume, multicolinearidade.

FARM SUPPLY MATRIX: AN APPLICATION OF NEW RIDGE REGRESSION PROCEDURES

ABSTRACT - Serious problems of multicollinearity have hampered the analysis of relative price effects on output patterns of different farm enterprises. New ridge regression procedures are used to overcome these problems. Time series data (1948-80) on prices, output and acreage of eleven important farm products of the State of São Paulo are used in this study. A multiequational supply model is fitted and a complete matrix of short and long run supply elasticities is obtained. Implications for policy and research area are drawn based on the results obtained.

Index terms: farm supply, elasticity matrix, ridge regression, multicollinearity.

¹ Recebido em 05 de setembro de 1983.

Aceito para publicação em 05 de março de 1985.

² Econ., M.S., Pesquisador do Centro Nacional de Pesquisa de Gado de Leite (CNPGL-EMBRAPA) - Rodovia MG 133 - Km 42 - CEP 36155 - Coronel Pacheco, MG.

³ Eng^o Agr^o, Ph.D., Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

⁴ Bel. Mat., M.S., Analista de Sistemas da Universidade Federal de Viçosa (CPD/UFV) - CEP 36570 Viçosa, MG.

⁵ Eng^o Agr^o, M.S., Professor Assistente da Universidade Federal da Paraíba - CEP 58100 - Campina Grande, PB.

INTRODUÇÃO

Inovações nos preços agropecuários podem exercer influência importante, tanto sobre a produção agropecuária global, quanto sobre o perfil do produto agropecuário. Na medida que o setor se desenvolve, torna-se mais orientado para o mercado e aumenta o excedente comercializado, os preços relativos dos diferentes produtos tendem a influenciar, de modo mais acentuado, os recursos alocados entre as diferentes explorações, o que, por sua vez, tende a afetar os níveis de produção dos diferentes empreendimentos.

Embora vários estudos tenham sido conduzidos, no País e no exterior, sobre as elasticidades-preço, pouco se sabe, ainda, com relação às elasticidades cruzadas de oferta, ou seja, sobre os efeitos de mudança nos preços relativos de determinados produtos e insumos sobre investimentos e produção de outros itens que compõem o perfil do produto agropecuário.

O emprego da técnica de mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar parâmetros de oferta agrícola, conquanto bastante popularizado, apresenta algumas restrições. Frequentemente, as variáveis explicativas (preços de produtos e de insumos) dos modelos de oferta são altamente correlacionados entre si, dando origem ao problema de multicolinearidade. Os dois procedimentos mais comuns, usados para manipulação deste problema são os de eliminação de uma ou mais das variáveis perturbadoras e o de ortogonalização artificial. Ambos procedimentos envolvem uma série de limitações e são geralmente insatisfatórios.

A técnica de regressão de cume (RC) ou *ridge regression*, desenvolvida por Hoerl & Kennard (1970a e 1970b) e aperfeiçoada recentemente por Vinod (1976 e 1978), por outro lado, tem-se mostrado bastante promissora, em termos de superação de problemas de multicolinearidade. Ao contrário dos estimadores de MQO, que apresentam não-tendenciosidade e variância relativamente alta, os estimadores de RC, conquanto tendenciosos, têm menor variância, sendo, portanto, mais eficiente que os estimadores de MQO (Hoerl & Kennard 1970a e 1970b).

Os objetivos do presente estudo são os seguintes: a) delinear um modelo multiequacional de oferta de produtos agropecuários específicos para o Estado de São Paulo, e obter estimativas de regressão de cume de elasticidades-preço e de elasticidades cruzadas de oferta agropecuária, para os prazos curto e longo.

METODOLOGIA

A função de oferta se deriva da função de produção. É possível demonstrar que, partindo-se de uma função de produção de forma funcional não especificada, obtém-se uma função de oferta de forma:

$$Q = \beta_0 P_1^{\beta_1} P_2^{\beta_2} \dots P_n^{\beta_n} \mu_t \quad (1)$$

na qual Q é um indicador de volume de produção observada ou planejada; P_1, P_2, \dots, P_n indicam preços do produto, de outros produtos e de insumos usados no processo produtivo ($n = 12$); $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ são os parâmetros a serem estimados; e μ_t é um termo de erro estocástico que, por suposição, tem média igual a zero e variância constante.

Admitindo-se que os produtores não ajustam a produção de modo instantâneo, face a variações em preços, e seguindo a tradição nervoliana, adiciona-se à equação (1), como regressor, a variável dependente defasada (Q_{t-1}).

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 P_{1t-k} + \beta_2 P_{2t-k} + \dots + \beta_n P_{nt-k} + Q_{t-1}^\gamma + \mu_t \quad (2)$$

sendo $k \geq 0$ e $(1 - \gamma)$ a elasticidade de ajuste de oferta.

As estimativas $\hat{\beta}_i$ são também estimativas de elasticidades de oferta para o curto prazo. As elasticidades de oferta, para o longo prazo, são obtidas dividindo-se $\hat{\beta}_i$ ($i = 1, 2, \dots, n$) por $(1 - \gamma)$, conforme demonstrado, por exemplo, por Brandt (1980).

Nos casos de culturas perenes, a variável dependente (Q_t) e a variável dependente defasada (Q_{t-1}) são indicadas pela área cultivada, que é considerada indicador da produção planejada, uma vez que a área cultivada não é influenciada, de modo significativo, pelas flutuações climáticas observadas no decorrer do ano agrícola. As estimativas de elasticidades de oferta assim obtidas são estimativas de limite inferior das respostas de produção a preços, uma vez que omitem os efeitos de preços sobre o rendimento cultural e a possível interação entre rendimento e área cultivada (Teixeira & Brandt, 1980). Esta omissão, é intencional e visa a reduzir, de modo considerável, o ônus computacional.

Nas equações de oferta de produtos pecuários, a variável dependente (Q_t) e a variável dependente defasada (Q_{t-1}) são indicadas pelo abate ou pelo volume de produção. Nesses casos, reconhece-se que o emprego do modelo nervoliano representa uma simplificação exagerada do mecanismo de resposta, uma vez que ignora a diferença entre resposta de fluxo ou rendimento e de estoque ou rebanho (Barcelos, 1984). Também nesses casos, a omissão é intencional e tem o objetivo de simplificar o trabalho computacional, já bastante extenso, no caso de um sistema multiequacional, como o presente.

O problema de multicolinearidade é de natureza estatística e não envolve especificação de modelo. Em vista disso, utiliza-se um procedimento alternativo, em vez do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). A técnica de regressão de cume ou *ridge regression*, desenvolvida por Hoerl & Kennard (1970a e 1970b), é especialmente delineada para a manipulação de problemas de multicolinearidade. O procedimento recentemente proposto por Vinod (1976) é empregado para a seleção dos regressores de cume, procedimentos esses descritos em seguida, com base na síntese apresentada por Belongia (1979).

Considere-se, inicialmente, o estimador $\hat{\beta}$ de MQO:

$$\hat{\beta} = (P'P)^{-1} P'Q \quad (3)$$

no qual P é uma matriz $n \times p$ de regressores padronizados; $P'P$ é uma matriz de coeficientes de correlação simples não-singular; Q é um vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente, também padronizada; e $\hat{\beta}$ um vetor $p \times 1$ de valores calculados dos parâmetros verdadeiros, mas desconhecidos β .

Quando existem problemas de multicolinearidade, a matriz $P'P$ apresenta um ou mais pequenos valores próprios (λ_i). Estes valores próprios ou **eigenvalues** são valores de parâmetros para os quais uma equação diferencial tem uma solução nula, que satisfaz determinadas condições. Na medida em que os vetores da matriz P se desviam da ortogonalidade, os valores próprios tendem a diminuir e a distância entre $\hat{\beta}$ e β tende a aumentar.

Para superar esse problema, adicionam-se pequenas e conhecidas fontes de viés (k) à diagonal principal da matriz $P'P$. Essas fontes de viés são calculadas para fornecer as características de ortogonalidade à matriz $P'P$. Destarte, o estimador de cume ($\hat{\beta}^*$), de Hoerl e Kennard (1970a e 1970b), é definido do seguinte modo:

$$\hat{\beta}^* = (P'P + KI)^{-1} P'Q \quad (4)$$

no qual k é a fonte de viés; e I é uma matriz de identidade $p \times p$. Note-se que, para $k = 0$, têm-se os estimadores de MQO.

O emprego de estimadores viesados, em avaliação de política e elaboração de previsões, pode ser questionado. Judge; Bock; Yancey (1974), entretanto, lembram que a noção de não-enviesamento, geralmente aceita pelos pesquisadores ou talvez infligida a eles, conquanto seja intuitivamente plausível, constitui uma restrição ou propriedade arbitrária e desprovida de qualquer ligação direta com a perda decorrente de decisões incorretas.

A formulação original de Hoerl & Kennard (1970a e 1970b) propõe que o valor selecionado de k esteja num ponto associado com a parte horizontal do traço de cume ou **ridge trace**, ou seja, no ponto em que a plotagem de $\hat{\beta}^*$ e valores alternativos de k indica que o valor de $\hat{\beta}^*$ tende a se estabilizar. McDonald & Galareau (1975), entretanto, mostram que o traço de cume é um indicador inadequado de estabilidade. Vinod (1976 e 1978) deriva outra plotagem, entre $\hat{\beta}^*$ e uma nova escala para o eixo horizontal, denominada tolerância de multicolinearidade ou **multicollinearity allowance** (m'), definida do seguinte modo:

$$m' = p - \sum_i \lambda_i / (\lambda_i + k) \quad (5)$$

na qual p é o número de regressores; λ_i são os valores próprios ou **eigenvalues** da matriz $P'P$; e k indica a fonte de viés, para os quais se avaliam os valores de $\hat{\beta}^*$.

Em síntese, o valor m' indica a deficiência, no posto (rank) da matriz $P'P$. Belongia (1979) mostra que a seleção de k , baseada no critério de Hoerl & Kennard (1979a e 1970b) pode levar à superestimação de k , quando comparada com a estimativa baseada no critério de Vinod (1976). É evidente que este erro de estimação de k leva a erros de estimação de $\hat{\beta}^*$ e das elasticidades-preço e elasticidades cruzadas de oferta.

Vinod (1976 e 1978) também deriva uma nova estatística, indicadora do valor de k , que desloca o sistema para o ponto mais próximo da ortogonalidade. Esta medida, denominada índice de estabilidade de magnitudes relativas (r), é definida, para $m' < p$, do seguinte modo:

$$r = \sum_i [(p \delta_i^2 / \bar{s} \lambda_i) - 1]^2, \quad (6)$$

no qual p é o número de regressores; λ_i são os valores próprios da matriz $P'P$; $\delta_i = \lambda_i / (\lambda_i + k_i)$; e $\bar{s} = \sum_i \lambda_i / (\lambda_i + k_i)^2$.

O valor de k , que gera o menor valor de r , produz o sistema mais próximo da ortogonalidade. Para $k = 0$, os estimadores de MQO geram máximos valores de r .

Note-se que os testes de significância estatística, comumente utilizados em análise de regressão (F, t, DW e h), não são aplicáveis aos estimadores de RC, uma vez que estes são tendenciosos.

Utilizam-se, como dados básicos, séries temporais de preços, área cultivada e produção dos onze produtos agropecuários mais importantes do Estado de São Paulo, em termos de valor da produção, para o período de 1948 a 1980. Além dessas séries, usa-se um índice de preços pagos, pelos produtores rurais do Estado, para aquisição de insumos agropecuários. Estes dados são fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Agricultura do Estado de São Paulo. As séries de preços são corrigidas pelo Índice Geral de Preços (coluna 2) da Conjuntura Econômica, tendo a base modificada para 1980 = 100. O índice de preços reais de insumos têm também a base 1980 = 100. Estas séries de dados são apresentadas em Yamaguchi (1982). Os preços são expressos em cruzeiros de 1980, por tonelada; os dados de produção, em milhares de toneladas; e os dados de área cultivada, em milhares de hectares.

Os produtos agropecuários incluídos no estudo são os seguintes: arroz, feijão, mandioca, milho, café, cana-de-açúcar, laranja, leite, carne bovina, carne suína e ovos.

Os preços de produtos substitutos e o índice de preços de insumos entram nos modelos de oferta na forma inversa, tendo em vista a constatação de Brown & Beattie (1975), de que o procedimento de RC apresenta melhores resultados nos casos em que todos os estimadores apresentam o mesmo sinal.

A seleção das variáveis explicativas que apresentam coeficientes com sinais nega-

tivos é feita de modo empírico, por meio de ajuste preliminar de equações de oferta, usando-se versão modificada do programa de computação de RC, originalmente proposto por Kalil (1977 e 1978) e modificado por Yamaguchi (1982).

Tanto os regressandos como os regressores são expressos na forma logarítmica, tendo em vista a facilidade computacional na obtenção das elasticidades de oferta, embora, reconheça-se, tal procedimento é restritivo, ao gerar elasticidades constantes. Contudo, julga-se que essa limitação é mais que compensada pela redução do ônus computacional.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As onze equações de oferta são analisadas por meio de novos procedimentos de regressão de cume. A presença de multicolinearidade nos dados de preços de produtos, índice de preços de insumos e produção defasada é evidenciada pelos valores próprios ou *eigenvalues* das matrizes de coeficientes de correlação simples (P'P). A soma dos recíprocos dos valores próprios variam de 47,3 a 62,3. Portanto, com base na relação

$$E(L^2) = \sigma^2 \text{traço}(P'P)^{-1} = \sigma^2 \sum_{i=1}^P 1/\lambda_i, \quad (7)$$

onde $L^2 = (\hat{\beta} - \beta)'(\hat{\beta} - \beta)$, ou seja, a variância dos estimadores de MQO. Espera-se que os quadrados das distâncias esperadas entre as estimativas $\hat{\beta}$ de MQO e os respectivos parâmetros β de oferta situam-se entre $47,3\sigma^2$ e $62,3\sigma^2$, o que corresponde de quatro a cinco vezes o valor que ocorreria em sistemas ortogonais. Em sistemas ortogonais, o quadrado da distância esperada seria igual a $13\sigma^2$ (Mahajan; Jain; Bergier, 1977). Em outros termos, para sistemas ortogonais, as matrizes (P'P) de coeficientes de correlação simples são matrizes unitárias 13 x 13, que tem treze raízes características iguais à unidade. A soma dos inversos destas raízes características são iguais a treze (Hoerl & Kennard, 1970a e 1970b).

As equações de oferta, estimadas por MQO e RC, são apresentadas nas Tabelas 1, 2 e 3.

Tal como explicado anteriormente, procura-se obter estimativas em que todos os coeficientes de regressão parcial tenham sinais iguais. Como se observa nas Tabelas 1, 2 e 3 todos os sinais desses coeficientes, para as estimativas RC, são positivos. Isto é alcançado por meio do artifício de emprego dos inversos de determinados preços de produtos de explorações alternativas ou competitivas em uso de recursos.

As fontes de viés (k_i), nas regressões de cume, variam de 0,39 a 0,49 e são obtidas de acordo com o procedimento iterativo proposto por Vinod (1976), procedimento esse que gera valores de k_i que deslocam os sistemas para os pontos mais próximos da ortogonalidade, ao contrário do que ocorreria, caso se empregasse o procedimento de traço de cume, que não conta com essa garantia.

Para os valores selecionados de k_j , tem-se que: a) as estimativas de coeficientes de regressão parcial tornam-se estáveis e os sistemas apresentam características de ortogonalidade; b) os coeficientes estimados têm sinais corretos e magnitudes razoáveis; e c) os graus de ajuste das equações, conquanto menores que os obtidos por MQO, não fazem com que as somas de quadrados dos resíduos sejam aumentadas a níveis não-razoáveis (Belongia, 1979).

As estimativas apresentadas nas Tabelas 1, 2 e 3, são os coeficientes de regressão parcial **não padronizados**, e podem ser interpretados como parâmetros de oferta (resposta de área ou resposta de produção), lembrando-se, contudo, que algumas variáveis são expressas nos logaritmos de seus inversos.

Conforme se observa, na Tabela 1, as estimativas de parâmetros de oferta (curto prazo) são alteradas, de modo substancial, quando se passa do procedimento de MQO para o procedimento de RC. Para o arroz, por exemplo, o coeficiente de preço passa de 0,56 (MQO) para 0,31 (RC), aproximadamente. No caso de feijão, a mudança é de 0,41 (MQO) para 0,20 (RC), aproximadamente. Para a cultura da mandioca obtém-se estimativa MQO igual a 0,14 e estimativa RC igual a 0,07, aproximadamente. No caso de milho, o coeficiente de preço, estimado por MQO, é igual a cerca de 0,36, e o estimado por RC é igual a 0,01, aproximadamente. As Tabelas 2 e 3 apresentam, entre outros valores, as estimativas de MQO e RC de parâmetros de oferta, resposta de área e resposta de produção, para o curto prazo, de culturas perenes e de produtos pecuários, respectivamente.

As matrizes de elasticidades-preço, elasticidades cruzadas e elasticidade de ajuste de oferta, para os prazos curto e longo, são apresentadas nas Tabelas 4 e 5, respectivamente. Observa-se, na Tabela 4, que todas as elasticidades de ajuste de oferta variam dentro dos limites esperados (zero e unidade), indicando ajuste racional de produção na direção dos níveis de equilíbrio. As elasticidades de ajuste de oferta, estimadas por RC, situam-se entre 0,51 (mandioca) e 0,85 (arroz), aproximadamente. Esses valores indicam que 51% a 85% do desequilíbrio, entre produção observada e produção de equilíbrio ou longo prazo, são eliminados em um período produtivo (um ano).

Ainda na Tabela 4 destaca-se a incoerência teórica dos sinais das estimativas de elasticidades-preço de oferta de carne suína (-0,05) e de ovos (-0,56) obtidas por RC. É possível que isso se deva ao emprego de séries anuais - em vez de séries mensais, trimestrais ou semestrais - de produção e preços. Não é possível corrigir essas deficiências, em virtude da não-disponibilidade de dados mais apropriados, para esses dois produtos. Para os produtos restantes, incluídos na presente análise, as estimativas de elasticidades-preço de oferta de curto prazo situam-se dentro da amplitude zero e unidade.

As Tabelas 4 e 5 mostram também as estimativas de elasticidades cruzadas de oferta para os onze produtos incluídos na pesquisa. Sinais positivos das elasticidades cruzadas indicam que os produtos i e j são complementares, em termos de uso de recursos produtivos. Sinais negativos, por sua vez, mostram que os produtos

em pauta são competitivos, em termos de uso desses fatores de produção. Assim, por exemplo, indica-se que, para os produtores de leite do Estado de São Paulo, as explorações de feijão, mandioca, cana-de-açúcar, laranja e carne bovina são complementares, em termos de uso de recursos, ao passo que arroz, milho, café, carne suína e ovos são explorações competitivas, em termos de uso de recursos produtivos usados na pecuária leiteira. Inferências similares podem ser feitas para os dez outros produtos incluídos na análise. A penúltima coluna da Tabela 4 apresenta as elasticidades cruzadas de oferta, em relação a preço de insumos produtivos usados pelos agricultores e pecuaristas do Estado. Para seis dos onze produtos, os sinais negativos dessas elasticidades cruzadas são coerentes com as expectativas a priori. Para duas culturas perenes (cana-de-açúcar e laranja) e para três dos produtos pecuários (leite, carne bovina e ovos), os sinais positivos dessas elasticidades cruzadas não são coerentes com as expectativas formuladas. Uma explicação plausível para a incoerência desses cinco resultados refere-se ao emprego de um índice agregado de preços de insumos. O uso de índices de preços de insumos, mais específicos a cada uma das explorações, deveria ser considerado em futura pesquisa. Isso não é realizado no presente estudo em virtude da não disponibilidade de dados apropriados.

A Tabela 5 apresenta a matriz de elasticidades de oferta (ou resposta de área) para o longo prazo. O longo prazo, no presente estudo, é entendido como o período de tempo em que são eliminadas todas as restrições e incertezas enfrentadas pelos produtores. Em vista dos resultados obtidos para as elasticidades de ajuste de oferta, situados dentro dos limites de zero e unidade, as elasticidades de oferta referentes ao longo prazo são sempre maiores que as respectivas elasticidades de curto prazo, como era de esperar no caso de comportamento racional por parte dos produtores.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, conclui-se que: a) a presença de multicolinearidade, entre séries de preços de produtos, preço de insumos e produção defasada é bastante séria, como evidenciada pelo somatório dos recíprocos dos valores próprios, que são de quatro a cinco vezes maiores do que ocorreria em sistemas ortogonais; b) as elasticidades-preço de oferta (curto prazo) são alteradas substancialmente, quando se passa do procedimento de mínimos quadrados ordinários (MQO) para o procedimento de regressão de cume (RC); c) as elasticidades-preço de oferta de curto prazo (exclusive carne suína e ovos) situam-se na amplitude zero e unidade; d) as elasticidades de ajustamento de oferta situam-se dentro dos limites esperados (zero e unidade), indicando que os desequilíbrios entre produção observada e produção desejada são eliminados em um período produtivo; e) as elasticidades cruzadas de oferta, em relação a preços de insumos produtivos, para as culturas anuais

TABELA 1. Parâmetros estimados de oferta de culturas anuais, Estado de São Paulo, 1948-80^{a/}.

Variável	Arroz		Feijão		Mandioca		Milho	
	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4944)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4607)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4267)	MQO (k=0,0000)	RC (K=0,3908)
P _{1t-1}	0,5640	0,3086	0,1356 ⁱ	0,0517 ⁱ	0,1243	0,1025	0,164 ⁱ	0,0842 ⁱ
P _{2t-1}	0,1088 ⁱ	0,0731 ⁱ	0,4120	0,1986	-0,0631	0,0296	0,1435	0,1441
P _{3t-1}	-0,0600 ⁱ	0,0333 ⁱ	-0,0522 ⁱ	0,0285 ⁱ	0,1394	0,0650	0,1695	0,0023
P _{4t-1}	0,1431 ⁱ	0,0316 ⁱ	0,5081	0,2586	0,1745 ⁱ	0,3872 ⁱ	0,3634	0,0134
P _{5t-1}	0,4054 ⁱ	0,1726 ⁱ	0,2256 ⁱ	0,0024 ⁱ	0,0553 ⁱ	0,2100 ⁱ	0,5499 ⁱ	0,1853 ⁱ
P _{6t-1}	0,3118	0,1635	0,7879	0,3429	0,1056	0,1105	-0,1093 ⁱ	0,0163 ⁱ
P _{7t-1}	0,0196 ⁱ	0,0977 ⁱ	0,1281	0,0427	0,1061	0,0971	-0,1748 ⁱ	0,0673 ⁱ
P _{8t-1}	-0,2673 ⁱ	0,0679 ⁱ	0,0343	0,1201	0,0034 ⁱ	0,1135 ⁱ	0,6743	0,2539
P _{9t-1}	0,1786	0,0067	0,1864 ⁱ	0,0075 ⁱ	-0,0030 ⁱ	0,0007 ⁱ	0,1982	0,2519
P _{10t-1}	0,7703	0,1150	0,0980	0,0322	0,2892 ⁱ	0,2608 ⁱ	-0,4738 ⁱ	0,0793 ⁱ
P _{11t-1}	0,2180	0,3024	0,7047 ⁱ	0,1849 ⁱ	0,7848	0,5376	0,6725 ⁱ	0,3191 ¹
P _{12t-1}	1,0350 ⁱ	0,2287 ⁱ	0,3615 ¹	0,1338 ⁱ	0,1415 ⁱ	0,0823 ⁱ	0,6360 ⁱ	0,0532 ⁱ
Q _{t-1}	0,1779	0,1545	0,5198	0,2863	0,8393	0,4927	0,5045	0,2818

Fonte: Yamaguchi (1982).

^{a/} Onde MQO indica mínimos quadrados ordinários; RC indica regressão de cume; k indica *quantum* de viés; i indica variável respectiva expressa na forma inversa; P_{1t-1} . . . P_{11t-1}, indicam, respectivamente, preços de arroz, feijão, mandioca, milho, café, cana-de-açúcar, laranja, leite, carne bovina, carne suína e ovos; P_{12t-1} indica índice de preços de insumos; e Q_{t-1} indica produção defasada de um ano.

TABELA 2. Parâmetros estimados de oferta de culturas perenes, Estado de São Paulo, 1948-80^{a/}.

Variável	Cafê		Cana-de-Açúcar		Laranja	
	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4547)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4036)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,3955)
P _{1t-1}	-0,0125	0,0096	0,0445 ⁱ	0,0547 ⁱ	-0,1463 ⁱ	0,0039 ⁱ
P _{2t-1}	0,0278 ⁱ	0,0488 ⁱ	-0,0043	0,1620	0,0173	0,3771
P _{3t-1}	0,0549 ⁱ	0,0074 ⁱ	-0,0045	0,0405	0,0201	0,0984
P _{4t-1}	0,1136	0,2044	-0,0109 ⁱ	0,2886 ⁱ	0,3304 ⁱ	0,6271 ⁱ
P _{5t-1}	0,1623	0,0889	-0,0461 ⁱ	0,0529 ⁱ	-0,0344 ⁱ	0,1154 ⁱ
P _{6t-1}	0,2145 ⁱ	0,1395 ⁱ	0,0442	0,1601	0,5924 ⁱ	0,0823 ⁱ
P _{7t-1}	0,0330	0,0948	0,1315	0,1242	0,2458	0,0811
P _{8t-1}	0,0186 ⁱ	0,1569 ⁱ	0,1470	0,3319	0,3822	0,6474
P _{9t-1}	0,1309 ⁱ	0,1304 ⁱ	0,0404	0,3278	-0,0203	0,6189
P _{10t-1}	0,1068	0,1845	0,0067 ⁱ	0,0091 ⁱ	0,2536	0,0564
P _{11t-1}	0,0889	0,1316	-0,1995 ⁱ	0,3443 ⁱ	-0,1494 ⁱ	0,7681 ⁱ
P _{12t-1}	0,0245 ⁱ	0,0655 ⁱ	-0,0657	0,2051	-0,1612	0,4658
Q _{t-1}	0,7152	0,3898	0,9548	0,4158	0,9795	0,3918

Fonte: Yamaguchi (1982).

^{a/} Onde MQO indica mínimos quadrados ordinários; RC indica regressão de cume; k indica *quantum* de viés; i indica variável respectiva expressa na forma inversa; P_{1t-1} . . . P_{11t-1}, indicam, respectivamente, preços de arroz, feijão, mandioca, milho, café, cana-de-açúcar, laranja, leite, carne bovina, carne suína e ovos; P_{12t-1} indica índice de preços de insumos; e Q_{t-1} indica área cultivada defasada de um ano.

TABELA 3. Parâmetros estimados de oferta de produtos pecuários, Estado de São Paulo, 1948-80^{a/}.

Variável	Leite		Carne Bovina		Carne Suína		Ovos	
	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4541)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4862)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,4696)	MQO (k=0,0000)	RC (k=0,3950)
P _{1t-1}	0,0126 ⁱ	0,0048 ⁱ	0,1043	0,0663	0,0597 ⁱ	0,0730 ⁱ	0,0059 ⁱ	0,0247 ⁱ
P _{2t-1}	0,0378	0,0966	0,0256	0,0235	0,0452	0,0427	0,0464	0,2138
P _{3t-1}	-0,0452	0,0026	0,0177	0,0073	0,1291 ⁱ	0,0763 ⁱ	-0,0659	0,0262
P _{4t-1}	0,0274 ⁱ	0,1621 ⁱ	0,0870 ⁱ	0,0541 ⁱ	0,0532 ⁱ	0,0420 ⁱ	-0,019 ⁱ	0,3023 ⁱ
P _{5t-1}	-0,0388 ⁱ	0,0507 ⁱ	0,0525 ⁱ	0,0295 ⁱ	0,0606 ⁱ	0,0545 ⁱ	-0,1057 ⁱ	0,0081 ⁱ
P _{6t-1}	0,0426	0,0332	-0,0179 ⁱ	0,0267 ⁱ	-0,2202	0,0137	0,0177	0,0329
P _{7t-1}	0,0385	0,0738	0,0716	0,0387	-0,0413 ⁱ	0,0528 ⁱ	-0,0655	0,0230
P _{8t-1}	0,0079	0,1026	0,0379 ⁱ	0,0099 ⁱ	0,5738	0,1379	-0,1472	0,3955
P _{9t-1}	-0,0713	0,1186	0,0415	0,0313	-0,0233	0,0255	0,0868	0,3595
P _{10t-1}	0,0929 ⁱ	0,0119 ⁱ	0,0565	0,0241	-0,1965 ⁱ	0,0490 ⁱ	0,1623 ⁱ	0,0513 ⁱ
P _{11t-1}	-0,0075 ⁱ	0,1573 ⁱ	0,0983 ⁱ	0,0320 ⁱ	0,2456	0,0751	-0,0253 ⁱ	0,5587 ⁱ
P _{12t-1}	0,0791	0,1036	-0,0197	0,0276	0,2537 ⁱ	0,0236 ⁱ	-0,0002	0,2719
Q _{t-1}	0,8957	0,4434	-0,6107	0,4108	0,5667	0,3490	0,9656	0,3779

Fonte: Yamaguchi (1982).

^{a/} Onde MQO indica mínimos quadrados ordinários; RC indica regressão de cume; k indica *quantum* de viés; i indica variável respectiva expressa na forma inversa; P_{1t-1} . . . P_{11t-1}, indicam, respectivamente, preços de arroz, feijão, mandioca, milho, café, cana-de-açúcar, laranja, leite, carne bovina, carne suína e ovos; P_{12t-1} indica índice de preços de insumos; e Q_{t-1} indica produção defasada de um ano.

TABELA 4. Matriz de elasticidades de oferta de produtos agropecuários no curto prazo. Estado de São Paulo, 1948-80 (Procedimento de regressão de cume)^{a/}.

Variação de Produção (∂q_j)	Variação de Preços (∂p_i)												γ
	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈	P ₉	P ₁₀	P ₁₁	P ₁₂	
Arroz (1)	0,309	-0,073	-0,033	-0,032	-0,173	0,163	-0,098	-0,068	0,007	0,115	0,302	-0,229	0,845
Feijão (2)	-0,052	0,199	-0,029	0,259	-0,002	0,343	0,043	0,120	-0,007	0,032	-0,185	-0,134	0,714
Mandioca (3)	0,103	0,030	0,065	-0,387	-0,210	0,111	0,097	-0,113	-0,001	-0,261	0,538	-0,082	0,507
Milho (4)	-0,084	0,144	0,002	0,013	-0,185	-0,016	-0,067	0,254	0,252	-0,079	-0,319	-0,053	0,718
Café (5)	0,010	-0,049	-0,007	0,204	0,089	-0,139	0,095	-0,157	-0,130	0,185	0,132	-0,065	0,610
Can-de-Açúcar (6)	-0,055	0,162	0,041	-0,289	-0,053	0,160	0,124	0,332	0,328	-0,009	-0,344	0,205	0,584
Laranja (7)	-0,004	0,377	0,098	-0,627	-0,115	-0,082	0,081	0,647	0,619	0,056	-0,768	0,466	0,608
Leite (8)	-0,005	0,097	0,003	-0,162	-0,051	0,033	0,074	0,103	0,119	-0,012	-0,157	0,104	0,557
Carne Bovina (9)	0,066	0,023	0,007	-0,054	-0,029	-0,027	0,039	-0,010	0,031	0,024	-0,032	0,028	0,589
Carne Suína (10)	-0,073	0,043	-0,076	-0,042	-0,055	0,014	-0,053	0,138	0,025	-0,049	0,075	-0,024	0,651
Ovos (11)	-0,025	0,214	0,026	-0,302	-0,008	0,033	0,023	0,395	0,359	-0,051	-0,559	0,272	0,622

Fonte: Tabelas 1, 2 e 3.

^{a/} As elasticidades-preço são apresentadas na diagonal; as elasticidades cruzadas acima e abaixo da diagonal; e P₁₂ indica índice de preços de insumos; e γ indica elasticidade de ajustamento de oferta.

TABELA 5. Matriz de elasticidades de oferta de produtos agropecuários no longo prazo. Estado de São Paulo, 1948-80 (Procedimento de regressão de cume) ^{a/}.

Variação de Produção (∂q_j)	Variação de Preços (∂p_i)											
	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈	P ₉	P ₁₀	P ₁₁	P ₁₂
Arroz (1)	0,366	-0,086	-0,039	-0,038	-0,205	0,193	-0,116	-0,080	0,008	0,136	0,357	-0,271
Feijão (2)	-0,073	0,279	-0,041	0,363	-0,003	0,480	0,060	0,168	-0,010	0,045	-0,259	-0,188
Mandioca (3)	0,203	0,059	0,128	-0,763	-0,414	0,219	0,191	-0,223	-0,002	-0,515	1,061	-0,162
Milho (4)	-0,117	0,201	0,003	0,018	-0,258	-0,022	-0,093	0,354	0,351	-0,110	-0,444	-0,074
Café (5)	0,016	-0,080	-0,011	0,334	0,146	-0,228	0,156	-0,257	-0,213	0,303	0,216	-0,107
Cana-de-Açúcar (6)	-0,094	0,277	0,070	-0,495	-0,091	0,274	0,212	0,568	0,562	-0,015	-0,589	0,351
Laranja (7)	-0,007	0,620	0,161	-1,031	-0,189	-0,135	0,133	1,064	1,018	0,092	-1,263	0,766
Leite (8)	-0,009	0,174	0,005	-0,291	-0,091	0,059	0,133	0,185	0,214	-0,021	-0,282	0,187
Carne Bovina (9)	0,112	0,039	0,012	-0,092	-0,049	-0,046	0,066	-0,017	0,053	0,041	-0,054	0,047
Carne Suína (10)	-0,112	0,066	-0,117	-0,065	-0,084	0,021	-0,081	0,212	0,038	-0,075	0,115	-0,037
Ovos (11)	-0,040	0,344	0,042	-0,485	-0,013	0,053	0,037	0,635	0,577	-0,082	-0,899	0,437

Fonte: Tabelas 1 a 4.

^{a/} Elasticidades-preço são apresentadas na diagonal; as elasticidades cruzadas acima e abaixo da diagonal; e P₁₂ indica índice preços de insumos

(arroz, feijão, mandioca e milho), uma cultura perene (café) e um produto pecuário (carne suína), apresentam sinais negativos e, portanto, coerentes com as expectativas *a priori*.

Três notas de advertência devem ser consideradas quando da aplicação das elasticidades de oferta ora estimadas: a) as elasticidades de oferta de culturas perenes são de fato elasticidades de resposta de área destas culturas; b) as elasticidades de oferta de produtos pecuários referem-se apenas às respostas de abates e produção e excluem as respostas de estoque de capital (rebanho); e c) o procedimento de regressão de cume envolve a adição de um pequeno e conhecido viés à diagonal da matriz de coeficientes de correlação simples (P'P). Neste caso, a perda decorrente da obtenção de estimadores tendenciosos é mais que compensada pelos ganhos decorrentes da obtenção de estimadores mais eficientes.

Feitas estas advertências, cabe lembrar que as matrizes de elasticidades de oferta, para os prazos curto e longo, elaboradas com base nos resultados do presente estudo, podem ser utilizadas no delineamento das políticas de desenvolvimento rural.

Os resultados ora obtidos também têm aplicação em estudos de previsão de produção anual. Atualmente, essas previsões são feitas com base em estimativas de intenções de plantio. Visto que os modelos utilizados no presente estudo incluem, como variáveis explicativas de produção corrente, apenas variáveis defasadas, a tarefa de previsão de produção corrente torna-se matéria bastante expedida e barata.

Para os organismos responsáveis pela fixação de preços, os resultados ora obtidos são de utilidade em tarefas de avaliação dos impactos de mudanças, nos níveis de preços reais garantidos, sobre a produção desses produtos.

Outro uso potencial dos resultados ora obtidos, refere-se à avaliação de efeitos de mudanças na política de crédito rural, especificamente mudanças no nível de subsídios, sobre o nível de produção dos diferentes produtos.

Recomenda-se, para futura pesquisa sobre elasticidades de oferta de culturas perenes, considerar também os efeitos de preços sobre o rendimento cultural e a possível interação entre rendimento cultural e área cultivada. Isto torna-se possível, na medida em que se façam disponíveis as informações sobre estoque de árvores, novos plantios e erradicação de lavouras velhas.

Do mesmo modo, estudos sobre elasticidades de oferta de produtos pecuários não deveriam ignorar as diferenças entre respostas de fluxo (rendimento) e de estoque (rebanho). A medida em que se tornem disponíveis novas informações como, por exemplo, sobre tamanho do rebanho, elas deverão ser consideradas em futuras pesquisas.

Recomenda-se, ainda, para futura pesquisa na área de oferta de carne suína e de ovos, que sejam consideradas informações desagregadas para períodos mais curtos (mensais, trimestrais, etc.), dado o curto lapso de tempo requerido para aumentar ou diminuir a produção desses dois produtos.

Finalmente, sugere-se que sejam utilizados, a partir do momento em que forem disponíveis, índices mais desagregados de preços de insumos, mais específicos a cada exploração agrícola ou pecuária.

REFERÊNCIAS

- BARCELOS, S.M. **Teoria de investimento e custos de ajuste na oferta de leite**. Viçosa, U.F.V., 1984. 72p. (Tese M.S.).
- BELONGIA, M. An application of ridge regression with verification of new procedures. **Agric. Econ. Res.**, Washington, **31(2):36-9**, 1979.
- BRANDT, S.A. **Comercialização agrícola**. Piracicaba, Livroceres, 1980. 195p.
- BROWN, W.G. & BEATTIE, B.R. Improving estimates of economic parameters by use of ridge regression with production function applications. **Am. J. Agric. Econ.** Lexington, **57(1):21-32**, 1975.
- HOERL, A.E. & KENNARD, R.W. Ridge regression: applications to nonorthogonal problems. **Technometrics**, Washington, **12(1):69-82**, 1970b.
- . Ridge regression: biased estimation for nonorthogonal problems. **Technometrics**, Washington, **12(1):55-67**, 1970a.
- JUDGE, G.G.; BOCK, M.E.; YANCEY, T.A. Post data model evaluation. **Rev. Econ. Stat.**, Cambridge, **56(2):245-53**, 1974.
- KALIL, M.N. **Aplicação do método de regressão de cumeira ("ridge regression")**, na estimação de funções de demanda e de produção. Piracicaba, ESALQ-USP, 1977. 136p. (Tese M.S.).
- . **Programa "análise de regressão pelo método de cumeira (ridge regression)"**. Piracicaba, ESALQ-USP, 1978. 25p. (Série Manual, 2).
- MAHAJAN, V.; JAIN, A.K.; BERGIER, M. Parameter estimation in marketing models in the presence of multicollinearity: an application of ridge regression. **J. Mark. Res.**, Chicago, **14(4):586-91**, 1977.
- MCDONALD, G.C. & GALARNEAU, D.I. A Monte Carlo evaluation of ridge-regression of some ridge-type estimators. **J. Am. Stat. Assoc.**, Washington, **70(2):407-16**, 1975.
- TEIXEIRA, J.G. & BRANDT, S.A. Elasticidades de oferta em diferentes estágios de desenvolvimento. **R. Econ. rural**, Brasília, **18(3):1-15**, jul./set. 1980.
- VINOD, H.D. Application of new ridge regression methods to a study of Bell system scale economies. **J. Am. Stat. Assoc.**, Washington, **71(356):835-41**, 1976.
- . A survey of ridge regression and related techniques for improvements over ordinary least squares. **Rev. Econ. Stat.**, Cambridge, **60(1):121-31**, 1978.
- YAMAGUCHI, L.C.T. **Matrizes de elasticidades de oferta: uma aplicação de técnicas modificadas de regressão de cume**. Viçosa, MG., U.F.V., 1982. 53p. (Tese M.S.).