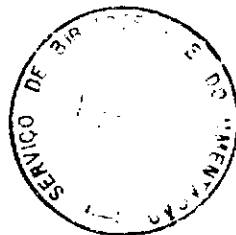


Agricultura em São Paulo



no XXIV - Tomo I e II

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria da Agricultura

377

Instituto de Economia Agrícola

Análise econômica da produtividade dos cursos na pecuária de corte no Estado de São Paulo

*Nelson Batista Martin
Nelson Kazaki Toyama
Zuleima Alleoni Pires*

Acumulação de capital na propriedade agrícola, Região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo

Iby Arvatti Pedroso

Uma estratégia de estabilização de renda para os avicultores paulistas

*Paulo David Criscuolo
Maria de L. do C. Arruda
Flávio Condé de Carvalho*

Força de trabalho volante na agricultura paulista

*José Garcia Gasques
Rubens Valentini
Marshall A. Martin
Antonio A. B. Junqueira*

Contabilidade social do setor agrícola, Estado de São Paulo, 1971/72

Alceu A. Veiga Filho

Reços médios recebidos pelos agricultores: Metodologia de Dimensionamento de amostras

Edison Eugênio Peceguini

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

CORPO TÉCNICO DO IEA

em exercício

Diretor Geral: Alberto Veiga

Assessoria Técnica

Caio Takagaki Yamaguishi
Clóvis de Toledo Piza Júnior
Natanael Miranda dos Anjos
Paul Frans Bemelmans

Divisão de Economia da Produção

Diretor: Iby Arvatti Pedroso

Alfredo de Almeida Bessa Júnior
Arthur Antônio Ghilardi
Devancyr Aparecido Romão
Ernesto Américo Rodrigues
Hiroshige Okawa
Irene José E. Goldenberg
José Roberto Viana de Camargo (¹)
Maria Aparecida Sanches da Fonseca
Milton Nogueira de Camargo
Minoru Matsunaga
Nilda Tereza Cardoso de Mello
Paulo Edgard Nascimento de Toledo
Richard Domingues Dullely
Roxana Maria Moraru Topel
Sílvia Toledo Arruda
Zuleima Alleoni Pires (¹)

Divisão de Levantamentos e Análises Estatísticas

Diretor: Luiz Henrique de Oliveira Piva

Abel Ciro Minniti Igreja
Alceu de Arruda Veiga Filho (¹)
Ana Maria Montragio Pires de Camargo
Elizabeth Alves
Fernando Antônio de Almeida Séver
Francisco Alberto Pino
Geraldo Leite
Jovelino de Souza Barbosa Filho
Júlio Humberto Jimenez Ossio
Manuel Joaquim Martins Falcão
Maria Angélica Ferraz de Toledo Machado
Maria de Fátima Packer
Maria de Lourdes Barros Camargo
Maristela Simões do Carmo
Maura Maria Demétrio Santiago
Rosa Maria Pescarin Pellegrini

Biblioteca

Helena Souza e Silva de Oliveira
Aguri Sawatani
Gabriella Menni Ferreri
Maria Luiza Alexandre Peão
Maria Rodrigues

Assessoria de Programação

Paulo David Criscuolo

Divisão de Comercialização

Diretor: Antônio Ambrósio Amaro

Afonso Negri Negri Neto
Alfredo Tsunechiro (¹)
Ana Perina Rabello Arruda
Antônio José Braga do Carmo
Antônio Roger Mazzei
Célia Regina Roncato Penteado
Clotilde Cantos
Edson Eugênio Peceguini
Eduardo Pires Castanho
Eloisa Elena Bortoleto
Flávio Condé de Carvalho
Gabriela Toscano
José Roberto da Silva
Lidia Hatue Ueno
Luiz Flávio Barbosa Cancegliero
Luiz Moricoch
Marina Brasil Rocha
Maria da Conceição Rodrigues Ribeiro
Maria Elisa Beneton Junqueira (¹)
Maria de Lourdes do Canto Arruda
Mauro de Souza Barros
Nelson Giulietti
Paulo Augusto Wiesel
Sebastião Nogueira Júnior
Sylvia Regina Hellmeister
Vicente de Paula Melo Figueiredo (¹)
Waldemar Pires de Camargo Filho
Yuli Ivete Mizaki de Toledo

Divisão de Política e Desenvolvimento Agrícola

Diretor: Décio Sodrzeiski

Elcio Umberto Gatti
Gabriel L. S. Peixoto da Silva
Ismar Florêncio Pereira
José Luiz Adalberto Brunetti
José Matheus Perosa
José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira
Luiz Carlos Asséf
Nelson Batista Martin
Nelson Kazaki Toyama
Regina Junko Yoshii
Sônia Santana Martins

Comunicação Técnico-Científica

Antônio Augusto Botelho Junqueira
José Francisco Coluço
Luiz Carlos Miranda

(¹) Realizando programa de pós-graduação ou de aperfeiçoamento.

ANALISE ECONÔMICA DA PRODUTIVIDADE DOS
RECURSOS NA PECUÁRIA DE CORTE NO ESTADO
DE SÃO PAULO (1)

Nelson Batista Martin
Nelson Kazaki Toyama
Zuleima Alleoni Pires

Este trabalho analisa a alocação e produtividade dos recursos utilizados na produção pecuária nas Divisões Regionais Agrícolas de Araçatuba, Bauru, São José do Rio Preto e Presidente Prudente, no Estado de São Paulo.

A metodologia utilizada é constituída pela estimativa de funções de produção e pela decomposição da produtividade total entre os fatores de produção considerados.

Entre os resultados obtidos tem-se que todas as funções estimadas apresentaram bom ajustamento. O mesmo ocorreu com todos os fatores, com exceção de trabalho, que foram significantes ao nível de 5% de probabilidade. As funções estimadas para a atividade pecuária indicaram retornos constantes à escala, enquanto que nas estimadas por DIRA os retornos à escala foram levemente crescentes. Enquanto que as funções estimadas por atividade eram estatisticamente diferentes, as estimadas por região apresentaram resultados díspares.

Os fatores que apresentaram maiores produtividades foram terra e capital fixo.

Na análise interregional, o fator terra apresentou maior produtividade na DIRA de Presidente Prudente e menor na DIRA de Bauru. O fator trabalho apresentou maior valor do produto marginal na DIRA de Bauru. No caso dos fatores capital fixo e operacional, maiores VPMg foram encontrados nas DIRAs de São José do Rio Preto e Araçatuba.

As diferenças regionais encontradas sugerem ajustamentos na política agrícola relativa ao setor pecuário, ao nível das DIRAs, a fim de melhorar a eficiência na alocação de recursos.

(1) Liberado para publicação em 15/08/77.

1 — INTRODUÇÃO

A pecuária bovina no Estado de São Paulo, concentrando uma população de 10 milhões de cabeças, ocupando aproximadamente 11 milhões de hectares de pastagens e com o maior conjunto de frigoríficos do país, adquire grande importância na economia agrícola do Estado e da Região do Brasil Central. No caso específico da pecuária de corte, esta atividade tem se mostrado como o principal produto da agricultura paulista, com uma participação variando de 14% a 20% no valor total da produção agrícola do Estado (quadro 1).

QUADRO 1. — Participação Relativa do Valor da Produção de Bovino de Corte e seu Posto entre os 21 Produtos Agropecuários do Estado de São Paulo, 1953-76

Ano	Participação (%)	Posto
1953	13,20	2.º
1954	11,20	2.º
1955	12,00	2.º
1956	15,70	2.º
1957	12,10	2.º
1958	14,60	2.º
1959	14,90	2.º
1960	19,60	1.º
1961	18,40	1.º
1962	17,60	1.º
1963	14,20	2.º
1964	16,30	1.º
1965	13,50	3.º
1966	17,70	1.º
1967	16,60	1.º
1968	16,00	1.º
1969	16,50	1.º
1970	14,60	1.º
1971	15,70	2.º
1972	17,30	1.º
1973	20,40	1.º
1974	19,40	1.º
1975	16,32	1.º
1976	14,15	2.º

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Análises recentes da pecuária de corte em São Paulo (5) indicaram que esta atividade se encontra distribuída entre produtores com diferentes tipos de especialização, tais como: cria (produção de bezerros), cria-recria (produção de novilhos para engorda), integrado (produção do bezerro até o boi destinado para abate) e engorda. Essas especializações apresentam a mesma importância em relação à área ocupada com pastagem, e o maior número de pecuaristas é constituído por criadores, seguidos pelos especializados em cria-recria (quadro 2). Por outro lado, nota-se uma evidente especialização pecuária nas principais regiões onde predomina a bovinocultura de corte. Assim, nas Regiões de Araçatuba e Presidente Prudente, as fazendas do tipo integrado e de engorda são as mais importantes em termos de área de pastagem explorada, enquanto que nas de Bauru e São José do Rio Preto as empresas de cria e cria-recria se sobressaem. Desse modo, há indicações de uma nítida especialização da pecuária de corte a nível regional, isto é, regiões onde predomina a produção de bezerros e novilhos e outras especializadas na produção do produto final do processo de produção pecuária: o boi para abate.

Além desses aspectos, verificou-se que nas pequenas e médias empresas ocorria grande predominância das atividades de cria e cria-recria, enquanto que nas grandes, as atividades de engorda e integradas eram as mais expressivas (quadro 3).

Outro fato importante constatado no referido trabalho (5) foi de que a produtividade das pastagens, em termos de unidade-animal por hectare, mostrou-se decrescente com o tamanho das empresas que exploram a pecuária (quadro 4).

Resumindo, as análises efetuadas entre a tecnologia, produção e produtividade na pecuária de corte paulista indicaram os seguintes pontos mais relevantes:

- a) elevada frequência de empresas especializadas de cria constituem empresas de pequeno porte (até 130ha de pastagem) e constituem a maior proporção do total das empresas que, associadas às de cria-recria, podem ser consideradas de tamanho médio para baixo; enquanto que as integradas e de engorda vão constituir as propriedades médias e grandes;
- b) a produtividade das pastagens é decrescente à medida que aumenta o tamanho das empresas; e

QUADRO 2. — Percentagem do Número das Empresas Pecuárias e da Área de Pastagem, por Região e Segundo a Especialização, Estado de São Paulo, 1973

Atividade	Araçatuba		Bauru		Presidente Prudente		São José do Rio Preto		Total	
	Número	Área	Número	Área	Número	Área	Número	Área	Número	Área
Cria	53,73	21,65	64,99	46,37	51,04	18,50	61,71	35,34	57,94	27,91
Cria-recria	23,39	13,23	26,35	28,86	29,90	22,40	29,24	24,16	27,31	21,04
Cria-recria-engorda	11,30	27,88	3,15	9,33	12,69	26,30	3,10	9,30	7,46	60,61
Engorda	11,58	37,24	5,51	15,44	6,37	32,80	5,95	31,20	7,29	30,44
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: MARTIN, N.B. et ali — Administração, Tecnologia, Custos e Rentabilidade na Bovinocultura de Corte do Estado de São Paulo, 1972/73 — IEA 1976 (5).

- c) a especialização, variando em função do tamanho, mostrou a existência de razoáveis diferenças entre os indicadores tecnológicos (densidade das pastagens, taxa de natalidade, mortalidade e descarte, suplementação alimentar e manejo do rebanho e pastagens) e na eficiência econômica entre as empresas de diferentes tamanhos e/ou especialização.

1.1 — Objetivo

Tendo em vista as análises já efetuadas, bem como os aspectos acima, o presente trabalho objetiva verificar as diferenças de produtividade dos recursos e de produto entre as regiões produtoras, bem como focar as variações no uso de fatores de produção entre empresas de diferentes especializações.

A importância da análise da existência ou não de diferenças entre as funções de produção dos quatro tipos de empresa (cria, cria-recria, integrada e engorda) advém do fato de que, como as empresas que se dedicam mais à cria são as pequenas, enquanto as que produzem animais para abate são na sua maioria as grandes empresas, surge o problema dessa diferença poder levar à ocorrência de funções de produção diferentes, indicando que a agregação pode conduzir a erros de estimação e interpretação dos resultados.

QUADRO 3. — Número de Empresas e Área de Pastagem na Área de Estudo, Segundo as Atividades Pecuárias e Estrato de Área, Estado de São Paulo, 1972/73

Atividade	Estrato							
	25,1 a 200,0 ha				200,1 a 500,0 ha			
	Número		Área de pastagem		Número		Área de pastagem	
	N.º	%	ha	%	N.º	%	ha	%
Cria	5.324	67,29	400.005,95	59,23	641	41,18	185.243,95	38,95
Cria e recria	2.281	28,82	225.641,25	33,41	403	25,86	126.273,15	26,55
Cria, recria e engorda	145	1,83	22.665,05	3,36	323	20,76	102.636,65	21,58
Engorda	163	2,06	27.057,35	4,00	190	12,20	61.440,85	12,92
Total	7.913	100,00	675.369,60	100,00	1.557	100,00	475.594,60	100,00

Atividade	Estrato								Total			
	500,1 a 1.500,0 ha				+ 1.500,0 ha							
	Número		Área de pastagem		Número		Área de pastagem		Número		Área de pastagem	
	N.º	%	ha	%	N.º	%	ha	%	N.º	%	ha	%
Cria	188	22,25	153.505,70	21,12	22	6,31	62.633,90	6,30	6.175	57,94	801.389,50	27,91
Cria e recria	189	22,30	142.714,30	19,63	38	11,35	109.426,60	11,01	2.911	27,31	604.055,30	21,04
Cria, recria e engorda	225	26,56	196.990,40	27,10	102	29,77	269.687,70	27,14	795	7,46	591.979,80	20,61
Engorda	245	28,89	233.683,10	32,15	179	52,57	552.035,00	55,55	777	7,29	874.216,30	30,44
Total	847	100,00	726.893,50	100,00	341	100,00	993.783,20	100,00	10.658	100,00	2.871.640,90	100,00

Fonte: MARTIN, N.B. et alii — Administração, Tecnologia, Custos e Rentabilidade na Bovinocultura de Corte do Estado de São Paulo, 1972/73 — IEA — 1975. (5).

QUADRO 4. — Densidade Média das Pastagens da Região de Pecuária de Corte do Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1972/73
(em unidade-animal/ha)

Estrato de área	D I R A					Total
	Araçatuba	Bauru	Presidente Prudente	São José do Rio Preto		
25,1 a 200,0	1,059	0,774	0,978	1,037	0,949	
200,1 a 500,0	0,982	0,685	0,878	0,976	0,886	
500,1 a 1.500,0	0,886	0,644	0,852	0,753	0,802	
1.500,1	0,764	0,539	0,688	0,719	0,696	
Total	0,888	0,675	0,797	0,819	0,814	

Fonte: MARTIN, N.B. et alii — Administração, Tecnologia, Custos e Rentabilidade na Bovinocultura de Corte do Estado de São Paulo, 1972/73. IEA — 1975. (5)

Outro problema a considerar se refere à existência ou não de economias de escala no setor, que também será objetivo da análise.

2 — METODOLOGIA

2.1 — Tipo de Modelo Utilizado

No uso da função de produção como instrumento de análise sobre a alocação de recursos são encontrados muitos problemas na estimação e nas hipóteses restritivas impostas ao problema real pela teoria da produção.

Assim, no presente caso considera-se as seguintes hipóteses que serão mantidas no modelo (3):

- a) existe perfeito conhecimento dos mercados de fatores e produtos e de suas relações tecnológicas;
- b) os níveis de insumo e de produto são taxas de fluxo por unidade de tempo considerado;
- c) tanto o produto como os fatores são divisíveis em qualquer proporção, a fim de que permita a seleção da melhor com-

binção de insumos para um determinado nível de produção, objetivando a maximização do lucro;

- d) o nível tecnológico de produção é dado; e
- e) o preço do fator de produção é independente do preço do produto.

Admitindo-se a hipótese de que o objetivo básico da firma é a maximização do lucro e considerando-se a finalidade da produção de n produtos utilizando-se de m insumos, tem-se que a função lucro é dada por:

$$\pi = \sum_{i=1}^n p_i q_i - \sum_{j=1}^m r_j x_j$$

O empresário deseja maximizar o lucro sujeitando-se a regras técnicas dadas por sua função de produção:

$$F(q_1, q_2, \dots, q_n, x_1, x_2, \dots, x_m)$$

Tem-se então:

$$\pi = \sum_{i=1}^n p_i q_i - \sum_{j=1}^m r_j x_j + \lambda F(q_1, q_2, \dots, q_n, x_1, \dots, x_m)$$

onde:

π = lucro

p_i = quantidade do produto produzido

q_i = preço do produto

r_j = custo do fator

x_j = quantidade do fator utilizado

λ = multiplicador indeterminado de LAGRANJE ($\lambda \neq 0$)

F = função da produção de q_i produtos e com x_j fatores

O tipo de função de produção a ser estimada é uma "cross section" do tipo Cobb-Douglas. A escolha recaiu sobre este tipo de função em virtude de ser facilmente linearizada para estimação pelo método dos mínimos quadrados e também por ser o tipo já testado por diversos autores para a pecuária de corte,

fornecendo bons resultados (2, 8, 6). Assim a função de produção Cobb-Douglas fica:

$$q_i = A \prod_{j=1}^m x_j^{b_j} e^u \quad (1)$$

onde:

q_i = quantidade produzida do produto

A = constante

x_j = quantidade do fator

b_j = elasticidade de produção ($b_j \neq 0$)

u = variável aleatória

Convém observar que este tipo de função apresenta duas restrições "a priori":

- a) a produtividade marginal dos fatores e as elasticidades de produção (b_j) são constantes; e
- b) a taxa marginal de substituição também é constante ($p = 1,0$).

Linearizando-se a expressão (1) com a aplicação de logarítmos, tem-se:

$$\ln q_i = \ln A + \sum_{j=1}^m b_j \ln x_j + u$$

que será o modelo a ser estimado.

2.2 — Fonte dos Dados e Especificação das Variáveis

Os dados utilizados foram levantados em 1973 e se referem ao ano agrícola 1972/73. O levantamento foi efetuado por amostragem aleatória estratificada nas principais regiões de pecuária bovina de corte do Estado, pelo Instituto de Economia Agrícola. Maiores detalhes sobre a amostra podem ser encontrados em MARTIN, VIEIRA e PIRES (5).

Teoricamente, o conceito de função de produção pressupõe relações físicas entre as variáveis, porém, para fins de agregação, as variáveis foram avaliadas monetariamente.

Assim, as variáveis utilizadas foram as seguintes:

- q = Valor da produção pecuária medida em Cr\$ 1.000,00, constituída pela venda de animais e subprodutos (leite, esterco, etc) e subtraídas as aquisições de animais para engorda e considerada a variação de inventário do rebanho;
- x_1 = Área em hectares, explorada com a atividade pecuária;
- x_2 = Serviços de mão-de-obra utilizados na manutenção das pastagens e manejo do rebanho, em cruzeiro;
- x_3 = Serviço do capital fixo (investido) em Cr\$ 1.000,00 — constituído por capital em instalações (5%), equipamento mecanizado, tratores e equipamento não mecanizado (12%) e de animais de trabalho e de produção (7%); e
- x_4 = Capital operacional, em cruzeiro; incluindo as despesas anuais com insumos para manutenção das pastagens e capineiras, gastos com alimentação suplementar, assistência veterinária e medicamentos, combustível e lubrificantes, alimentação dos animais de trabalho e despesas gerais (100%).

Os modelos serão estimados pelo método de mínimos quadrados tal como está desenvolvido em JOHNSTON (4).

2.3 — Hipóteses a Serem Testadas

- a) As funções de produção variam em função da especialização das empresas, isto é, dado que existe diferenças de produtividade e de especialização segundo o tamanho, isto permite pressupor que as empresas grandes (engorda e integradas) apresentam funções de produção diferentes das apresentadas pelas pequenas (cria), com reversão de fatores. No caso, a hipótese considerada é de que para a mesma estrutura de preços relativos, é possível ter empresas pequenas e grandes, ambas utilizando fatores de produção eficientemente tanto do ponto de vista tecnológico quanto do ponto de vista econômico (figura 1) (7).

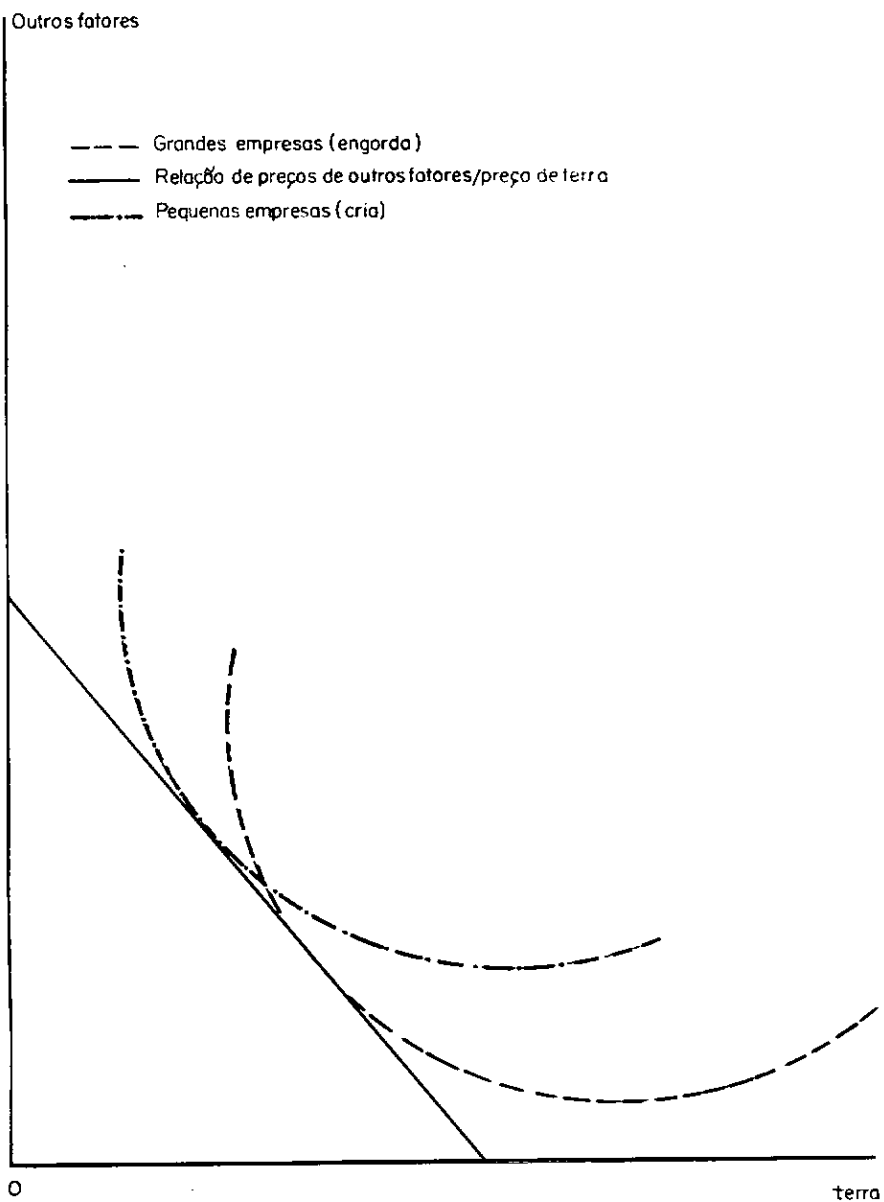


FIGURA 1. — Isoquantas de Produções Unitárias com Reversão de Fatores de Produção para Pequenas e Grandes Empresas.

Para esta hipótese utilizar-se-á o teste de CHOW (1, 4) para cada par de regressões:

$$F(q, m + n - 2p) = \frac{[A - (B + c)]/q}{(B + c)/(m + n - 2p)}$$

onde:

A = SQ Resíduos da regressão com $m + n$ observações;

B = SQ Resíduos da regressão com as primeiras m observações;

c = SQ Resíduos da regressão com as últimas n observações;

q = Número de coeficientes de regressão a serem comparados;

p = Número de coeficientes de regressão no modelo (inclusive o termo constante).

No caso $p = q$

b) Para os coeficientes de regressão estimados, as hipóteses a serem testadas são:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_a : \beta \neq 0$$

uma vez que não nos interessa valores de $b_j = 0$, no caso de função de produção. Para tanto utilizou-se testar a distribuição de "t", em que os valores de "t" são calculados pela seguinte fórmula:

$$t_{(n-p)} = \frac{b_j - \beta_j}{s\sqrt{(X'X)^{-1}_{jj}}}$$

c) Há retorno constante à escala quando:

$$H_0 : \sum_{j=1}^m \beta_j = a' \beta_j \neq 1$$

$$H_a : a' \beta_j \neq 1$$

$$t_{(n-p)} = \frac{a' b_j - a' \beta_j}{s\sqrt{a'(X'X)^{-1}a}}$$

d) Teste de hipótese conjunta para os coeficientes de regressão:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$$

$$F(p-1, n-p) = \frac{b'(X'X)^{-1}b}{s^2}$$

Este teste equivale ao teste do R^2 (coeficiente de determinação).

e) Viés de especificação, Multicolinearidade e Heterocedasticidade nos modelos estudados.

Analisou-se apenas os problemas de viés de especificação devido à omissão de variáveis relevantes e de multicolinearidade, utilizando-se a metodologia de Glauber-Farrar (4).

2.4 — Diferenças de Produtividade dos Fatores e Produto entre Regiões

Para análise de diferenças no uso de fatores entre regiões considerou-se as variações em relação à média geométrica de todas as regiões (10).

$$\frac{\Delta X_i}{X_i} = \text{diferença em percentagem no nível do input } X_i$$

numa dada região em relação à média geométrica das quatro regiões em estudo.

No caso de diferenças no nível do produto tem-se que, dada a função de produção

$$q = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

diferenciando tem-se:

$$dq = f_1 dX_1 + f_2 dX_2 + \dots + f_n dX_n$$

onde:

$$f_i = \frac{\partial q}{\partial X_i}$$

Dividindo a expressão acima por q e multiplicando e dividindo cada membro por X_i , tem-se:

$$\frac{dq}{q} = f_1 \frac{X_1}{q} \cdot \frac{dX_1}{X_1} + f_2 \frac{X_2}{q} \cdot \frac{dX_2}{X_2} + \dots + f_n \frac{X_n}{q} \cdot \frac{dX_n}{X_n}$$

Como:

$$f_i \frac{X_i}{q} = \frac{\partial q}{\partial X_i} \cdot \frac{X_i}{q} = b_i$$

que é a elasticidade parcial de q em relação a X_i , tem-se:

$$\frac{dX_i}{X_i} = \text{variação em percentagem em } X_i$$

$$\frac{dq}{q} = b_1 \frac{dX_1}{X_1} + b_2 \frac{dX_2}{X_2} + \dots + b_n \frac{dX_n}{X_n}$$

Se dX_i é uma aproximação por uma diferença finita de ΔX_i , tem-se:

$$\frac{\Delta q}{q} = b_1 \frac{\Delta X_1}{X_1} + b_2 \frac{\Delta X_2}{X_2} + \dots + b_n \frac{\Delta X_n}{X_n}$$

Assim, $\frac{\Delta q}{q}$ indicará a variação no nível do produto em relação

à média geométrica das quatro regiões, ponderada pelas elasticidades de produção (b_i).

3 — RESULTADOS

3.1 — Estimativas das Funções de Produção

As estimativas estatísticas das funções de produção, por atividade pecuária e por região, são fornecidas nos quadros 5 e 6. No caso das funções para as atividades de cria e cria-recria o coeficiente de determinação múltipla foi de 0,90 e 0,92 e nas de cria-recria-engorda (integrada) foi de 0,87. As empresas especializadas na engorda foram as que apresentaram o menor coeficiente de determinação múltipla, de 0,77.

Quanto às funções estimadas para as quatro DIRAs, verificou-se que em todas elas esse coeficiente foi superior a 0,90.

No geral o coeficiente de regressão da variável trabalho se mostrou não significativo ao nível de 5%, com exceção das funções estimadas para as atividades de cria-recria e de engorda e para a DIRA de Bauru. Quanto aos coeficientes de regressão para as demais variáveis (terra, capital fixo e capital operacional) apresentaram-se significantes pelo menos ao nível de 5% de probabilidade.

QUADRO 5. — Funções de Produção para as Atividades de Pecuária de Corte no Estado de São Paulo, 1973.

Atividade	Constante (ln)	Coeficiente de regressão				b_j	R^2	F	n	Erro padrão
		Terra	Trabalho	Capital fixo	Capital Operacional					
Cria	—2,0048 (—3,54)	0,2875 (3,45)	0,0506 (0,99)	0,3611 (3,33)	0,3219 (4,01)	1,0211 (0,58) (1)	0,90	185,96	84	0,356
Cria-recria	—2,6236 (—3,97)	0,1832 (2,27)	0,2092 (2,62)	0,2870 (2,86)	0,33 (4,73)	1,0094	0,92	134,78	52	0,322
Cria-recria-engorda	—0,5653 (—0,91)	0,3388 (3,60)	0,0210 (0,35)	0,4809 (4,23)	0,1366 (1,80)	0,9773 (1,44)	0,87	133,01	84	0,352
Engorda	—2,5198 (—3,89)	0,3073 (3,28)	0,1302 (2,01)	0,4045 (4,02)	0,2802 (4,23)	1,1222 (1,57)	0,97	94,17	116	0,444
Total	—2,1037 (—7,44)	0,3189 (7,45)	0,0834 (2,67)	0,3657 (7,02)	0,2873 (8,01)	1,055 (8,87)	0,92	965,08	345	0,389

(1) Os valores entre parênteses são as estimativas do "t" de Student.

(2) No caso da b_j , o teste "t" se refere a $H_0: b_j = 1,00$.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 6. — Funções de Produções para Pecuária de Corte em DIRAs selecionadas, Estado de São Paulo, 1973.

DIRA	Constante (ln)	Coeficiente de regressão				b_j	R^2	F	n	Erro padrão
		Terra	Trabalho	Capital fixo	Capital Operacional					
Araçatuba	-1,7939 (-4,12)	0,4095 (5,83)	-0,0049 (-0,09)	0,3332 (3,88)	0,2961 (5,53)	1,0383 (3,47) (1)	0,93	361,89	126	0,368
Bauru	-2,4177 (-3,45)	0,1495 (1,41)	0,1866 (2,32)	0,3401 (2,49)	0,3170 (3,42)	0,9932 (0,15)	0,92	114,99	44	0,381
P. Prudente	-2,4579 (-4,09)	0,4077 (5,17)	0,0774 (1,47)	0,2641 (2,50)	0,3106 (4,12)	1,0598 (4,32)	0,91	248,82	107	0,396
São José do Rio Preto	-2,5070 (-3,96)	0,3525 (3,34)	0,1065 (1,41)	0,3434 (3,29)	0,3064 (4,02)	1,1092 (7,00)	0,94	247,90	68	0,354
Total	-2,1037 (-7,44)	0,3189 (7,45)	0,0834 (2,67)	0,3657 (7,02)	0,2873 (8,02)	1,055 (8,87)	0,92	965,08	345	0,389

(1) Os valores entre parênteses são as estimativas do "t" de Student.

(2) No caso da b_j o teste "t" se refere a $H_0: B_j = 1,00$.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Dentre todos os modelos estimados e para todas as variáveis consideradas, apenas o coeficiente de regressão para o fator trabalho na DIRA de Araçatuba apresentou sinal negativo.

Como se trata de estimativas por "cross-section" e devido ao problema do coeficiente de regressão do fator trabalho se mostrar não significativo na maioria das funções estimadas, levantou-se a hipótese da existência de multicolinearidade nos modelos. Para se analisar o problema da multicolinearidade nas funções estimadas, observou-se, primeiramente, a matriz de coeficientes de correlação simples, verificando-se que existia uma correlação relativamente alta entre terra e trabalho e, em algumas funções, entre trabalho e capital fixo, o que poderá ser visto nos quadros 7 e 8.

Mas, como a simples análise da matriz de correlação simples nem sempre permite verificar a existência de multicolinearidade nos modelos estimados quando se tem mais de duas variáveis explicativas, procurou-se analisar o problema utilizando-se a metodologia de Farrar e Glauber apresentada por JOHNSTON (4). Segundo esta metodologia, o determinante da matriz dos coeficientes de correlação simples das variáveis independentes ($X'X$) em valores absolutos variam de:

$$0 \leq |X'X| \leq 1$$

Assim, testa-se a hipótese de que $|X'X| = 1$, isto é, não existe multicolinearidade no modelo em estudo. Este teste é efetuado através de um χ^2 , sob a hipótese que os χ^2 têm distribuição normal multivariada.

O quadro 9 apresenta os $|X'X|$ e os χ^2 calculados para cada regressão estimada, indicando que ao nível de probabilidade de 5% rejeita-se a hipótese da não existência da multicolinearidade em todas as regressões estimadas. Estes resultados indicam que, provavelmente, a multicolinearidade está afetando a significância dos coeficientes do fator trabalho na maioria das regressões, uma vez que está afetando as estimativas dos desvios padrões dos coeficientes, superestimando-os.

QUADRO 7. — Matriz de Correlação Simples das Variáveis, para as Funções por Atividade, Pecuária de Corte, Estado de São Paulo, 1973

Variável e subamostra	q	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
q = Produção					
— cria	1,00				
— cria-recria	1,00				
— cria-recria-engorda	1,00				
— engorda	1,00				
X ₁ = Terra					
— cria	0,89	1,00			
— cria-recria	0,87	1,00			
— cria-recria-engorda	0,88	1,00			
— engorda	0,80	1,00			
X ₂ = Trabalho					
— cria	0,69	0,65	1,00		
— cria-recria	0,84	0,71	1,00		
— cria-recria-engorda	0,71	0,69	1,00		
— engorda	0,66	0,64	1,00		
X ₃ = Capital Fixo					
— cria	0,92	0,73	0,54	1,00	
— cria-recria	0,91	0,74	0,63	1,00	
— cria-recria-engorda	0,91	0,71	0,75	1,00	
— engorda	0,81	0,53	0,54	1,00	
X ₄ = Capital Operacional					
— cria	0,89	0,61	0,62	6,60	1,00
— cria-recria	0,88	0,66	0,63	0,64	1,00
— cria-recria-engorda	0,85	0,64	0,70	0,72	1,00
— engorda	0,74	0,31	0,44	0,65	1,00

QUADRO 8. — Matriz de Correlação Simples das Variáveis, para as Funções por DIRA e Total, Pecuária de Corte, Estado de São Paulo, 1973

Variável e subamostra	q	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
q = Produção					
— Araçatuba	1,00				
— Bauru	1,00				
— Presidente Prudente	1,00				
— São José do Rio Preto	1,00				
— Total	1,00				
X ₁ = Terra					
— Araçatuba	0,93	1,00			
— Bauru	0,89	1,00			
— Presidente Prudente	0,81	1,00			
— São José do Rio Preto	0,94	1,00			
— Total	0,92	1,00			
X ₂ = Trabalho					
— Araçatuba	0,81	0,80	1,00		
— Bauru	0,85	0,76	1,00		
— Presidente Prudente	0,76	0,74	1,00		
— São José do Rio Preto	0,81	0,82	1,00		
— Total	0,81	0,79	1,00		
X ₃ = Capital Fixo					
— Araçatuba	0,93	0,72	0,68	1,00	
— Bauru	0,92	0,63	0,67	1,00	
— Presidente Prudente	0,92	0,81	0,68	1,00	
— São José do Rio Preto	0,94	0,78	0,65	1,00	
— Total	0,93	0,74	0,69	1,00	
X ₄ = Capital Operacional					
— Araçatuba	0,89	0,53	0,60	0,63	1,00
— Bauru	0,91	0,71	0,78	0,84	1,00
— Presidente Prudente	0,90	0,59	0,57	0,77	1,00
— São José do Rio Preto	0,92	0,56	0,48	0,56	1,00
— Total	0,91	0,60	0,60	0,69	1,00

QUADRO 9. — Análise da Existência de Multicolinearidade nas Funções de Produção Estimadas por Atividade e por DIRA, Estado de São Paulo, 1973

Atividade ou DIRA (3)	Atividade		DIRA	
	$ X'X $ (1)	χ^2 (2)	$ X'X $	χ^2
1	0,05	241,16	0,05	366,98
2	0,11	107,05	0,02	158,43
3	0,03	282,28	0,03	362,93
4	0,16	206,16	0,07	171,52

(1) $|X'X|$ = determinante da matriz dos coeficientes de regressão das variáveis explicativas na regressão, em valores absolutos.

(2) $\chi^2 = - [n-1 - 1/6 (2k + 5)] \ln |X'X|$, com ϕ graus de liberdade, onde $\phi = (k/2)(k/1)$.

(3) Atividades: 1-cria, 2-cria-recria, 3-cria-recria-engorda e 4-engorda.

DIRA: 1-Araçatuba, 2-Bauru, 3-Presidente Prudente e 4-São José do Rio Preto.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Um dos problemas econométricos a considerar nas regressões estimadas refere-se ao viés de especificação a que estão sujeitas, em virtude de não se ter considerado a variável administração ou capacidade empresarial. Provavelmente a não introdução desta variável no modelo levou a uma subestimação dos retornos à escala (6).

3.2 — Retornos à Escala

Como a soma das elasticidades parciais de produção é, geralmente, considerada estimativa dos retornos à escala, para as quatro atividades consideradas esta soma se situou em torno da unidade. E os testes estatísticos efetuados indicaram que a produção das diferentes atividades pecuárias não diferiam da unidade, ao nível de 5% de probabilidade. Neste caso, os resultados apresentados pelas atividades de cria, cria-recria, cria-recria-engorda e engorda indicam produções sujeitas a retornos constantes à escala.

Na análise agregada a nível regional, verificou-se que a produção pecuária apresentava retornos levemente crescentes nas

DIRAs de Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto e, também, para o agregado das regiões. Por outro lado, na DIRA de Bauru os retornos foram constantes com relação à escala. Esses resultados foram aceitos estatisticamente a um nível de probabilidade de 5%. Esses resultados se aproximam dos obtidos em outros estudos para a agricultura e pecuária, e podem ser explicados pelo fato de estar se estimando funções de produções médias, e nessas condições pressupõe-se que os custos médios sejam mínimos, então os retornos são constantes à escala.

3.3 — Análise Comparativa

Nas funções de produção estimadas por atividade verificou-se que o fator de produção com maior elasticidade parcial de produção foi o capital fixo, onde se inclui acentuadamente o rebanho; em seguida tem-se os fatores terra e capital operacional. O fator trabalho apresentou baixas elasticidades parciais de produção, indicando uma demanda relativamente pequena desse fator para se obter acréscimos substanciais de produção (quadro 5).

Quanto às funções estimadas por DIRA, as estimativas das elasticidades parciais de produção mostraram que, para as de Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto o fator com maior elasticidade foi a terra, seguida do capital fixo e do operacional. Somente no caso da DIRA de Bauru o fator com maior elasticidade de produção foi o capital fixo, seguido do capital operacional. Nesta DIRA, a elasticidade do fator trabalho foi superior à da terra (quadro 6).

Assim, no caso da análise regional, o fator trabalho também se mostrou com uma baixa elasticidade de produção, com exceção da DIRA de Bauru.

Praticamente os resultados obtidos vieram confirmar o relativo consenso já existente na prática de que os fatores de produção dos quais dependem a produção pecuária são: terra e capital fixo, sendo o trabalho utilizado em pequena intensidade. Portanto, qualquer expansão na produção, dado o nível tecnológico existente, demandará pequena quantidade de mão-de-obra relativamente aos demais fatores: terra, capital fixo e capital operacional.

Analisando-se comparativamente as funções de produção por atividade pecuária, observou-se que as diferenças encontradas

entre as elasticidades de produção por fator entre as atividades evidencia uma nítida diferença entre aquelas funções. Afim de confirmar as observações, efetuou-se o teste de CHOW (1), que permite aceitar ou rejeitar a hipótese de igualdade entre as funções de produção estimadas.

Assim, na aplicação daquele teste chegou-se à indicação de que as funções de produção de cria, cria-recria, cria-recria-engorda e engorda, a hipótese de igualdade entre todas as combinações de pares destas funções deve ser rejeitada ao nível de probabilidade de 5%.

Quanto às funções por região, os resultados não se apresentaram tão homogêneos quanto às funções por atividade. Os testes dos pares de funções das DIRAs de: Araçatuba-Bauru, Bauru-Presidente Prudente, Araçatuba-Presidente Prudente e Bauru-São José do Rio Preto indicaram que a hipótese de igualdade deve ser rejeitada ao nível de significância de 5%. Mas, aceitou-se a hipótese de igualdade ao mesmo nível de probabilidade no caso dos pares de funções das DIRAs de Araçatuba-São José do Rio Preto e Presidente Prudente-São José do Rio Preto (quadro 10).

Os resultados da análise comparativa mostraram que os recursos aplicados na atividade pecuária em empresas com dife-

QUADRO 10. — Comparação das Funções de Produção entre Tipos de Atividades e DIRAs, Estado de São Paulo, 1973

Item (1)	Atividade		DIRA	
	F	GL(2)	F	GL
1 e 2	2,91	(5,129)	5,69	(5,160)
1 e 3	2,89	(5,163)	2,34	(5,213)
1 e 4	2,71	(5,190)	0,64	(5,184)
2 e 3	2,77	(5,139)	5,14	(5,141)
2 e 4	5,87	(5,171)	7,27	(5,102)
3 e 4	2,23	(5,190)	1,49	(5,165)

(1) Código para atividades: 1) Cria; 2) Cria-recria; 3) Cria-recria-engorda; 4) Engorda.

Código para as DIRAs: 1) Araçatuba; 2) Bauru; 3) Presidente Prudente; e 4) São José do Rio Preto.

(2) (N;D) onde N= graus de liberdade do numerador e D= grau de liberdade do denominador.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

rentes especializações e nas quatro regiões consideradas, em geral estavam sendo utilizados em diferentes níveis, possivelmente associadas à produtividade dos recursos na pecuária naquelas regiões.

Quanto ao caso das funções por atividade pecuária o fato de se chegar a resultados que indicam que as atividades apresentam diferentes funções de produção, já em si era esperado, e permite análise complementar de realocação de recursos entre atividades (o mesmo acontecendo entre regiões), visando aumentar a eficiência econômica no uso dos recursos.

Assim, considerando-se as estimativas do valor do produto marginal (VPMg), transcritos no quadro 12, pode-se verificar que na época em que se efetuou o levantamento dos dados, ano de 1973, a terra, o trabalho e o capital fixo apresentavam maior produtividade na atividade de engorda.

No caso do fator terra, maiores valores de produto marginal (VPMg) foram encontrados nas atividades de engorda e cria-recria-engorda, o mesmo ocorrendo com o fator capital fixo. Quanto ao trabalho, além da atividade de engorda, salienta-se também a atividade de cria-recria. Por outro lado, o fator capital operacional apresentou maiores valores de produto marginal (VPMg) nas atividades de cria-recria e de cria.

3.4 — Variação Interregional da Produtividade Pecuária

O valor do produto marginal (VPMg) por fator de produção, para as regiões estudadas, indica a produtividade dos recursos utilizados e permite analisar a variação interregional. As estimativas do VPMg (quadro 11) indicam para o fator terra, que maiores produtividades eram obtidas pela pecuária na DIRA de Presidente Prudente, seguida das de Araçatuba e São José do Rio Preto. Em termos relativos a DIRA de Presidente Prudente apresentou uma produtividade 40% superior à média do total das DIRAs. Por outro lado, o fator terra apresentou baixo VPMg na DIRA de Pauru, cerca de 70% inferior à média do total. Essas diferenças provavelmente estão associadas à especialização regional (quadro 2) e ao próprio nível de produtividade física apresentada pelas terras com pecuária nas diferentes DIRAs (quadro 4).

QUADRO 11. — Média Geométrica e Valor do Produto Marginal por Fator de Produção para as DIRAs Especializadas em Pecuária de Corte, Estado de São Paulo, 1973

DIRA	Fator de produção								Produto médio (Cr\$)
	Terra		Trabalho		Capital fixo		Capital operacional		
	Média (ha)	VPMg (Cr\$)	Média	VPMg (Cr\$)	Média (Cr\$ 1.000,00)	VPMg (Cr\$)	Média	VPMg (Cr\$)	
Araçatuba	1.179,23	123,82	27.846,60	-0,06	90,99	1,31	58.569,70	1,80	356,56
Bauru	1.264,90	26,51	20.148,90	2,08	69,00	1,11	62.183,70	1,14	224,29
Presidente Prudente	1.889,17	129,97	44.793,00	1,04	151,48	1,05	106.583,00	1,75	602,25
São José do Rio Preto	965,27	121,80	21.506,10	1,66	75,69	1,51	44.180,90	2,31	333,54

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 12. — Média Geométrica e Valor do Produto Marginal por Fator de Produção e para as Atividades Pecuárias, Estado de São Paulo, 1973

Atividade	Fator de produção								Produto médio (Cr\$)
	Terra		Trabalho		Capital fixo		Capital operacional		
	Média (ha)	VPMg (Cr\$)	Média	VPMg (Cr\$)	Média (Cr\$ 1.000,00)	VPMg (Cr\$)	Média	VPMg (Cr\$)	
Cria	407,47	77,16	11.855,80	0,47	33,97	1,16	19.086,60	1,84	109,36
Cria-recria	616,09	52,50	20.604,70	1,79	52,71	0,96	29.494,90	1,98	176,56
Cria-recria-engorda	1.664,13	95,12	41.118,40	0,24	150,16	1,50	87.372,00	0,73	467,22
Engorda	2.230,30	98,90	43.314,30	2,16	149,17	1,95	118.982,00	1,69	717,76
Total	1.368,17	92,40	30.871,00	1,74	103,53	1,45	71.085,80	1,66	411,37

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

O único fator de produção que apresentou um VPMg negativo foi o trabalho na DIRA de Araçatuba. No entanto, foi nas DIRAs de Bauru e de São José do Rio Preto que se encontrou maiores VPMg para o fator trabalho. Como nestas duas DIRAs as atividades de cria e de cria-recria são mais freqüentes, e utilizando mais intensamente mão-de-obra do que as demais atividades pecuárias, as empresas estão utilizando o fator mais eficientemente do que nas DIRAs de Araçatuba e Presidente Prudente, onde ocorria em maior intensidade as atividades de engorda e cria-recria-engorda.

Quanto aos fatores capital fixo e capital operacional, maiores valores para VPMg foram encontrados nas DIRAs de São José do Rio Preto e Araçatuba.

Analisando a variação percentual no nível do produto e do uso de fatores por DIRA em relação à média geométrica do total das DIRAs, verifica-se que a única DIRA que apresentou variação positiva foi a de Presidente Prudente (+ 46,40%). Isto é explicado em função do fato de que os fatores apresentavam variação positiva em relação à média nesta DIRA. A DIRA de Bauru foi a que apresentou a menor variação no nível do produto (- 45,48%) (quadro 13).

Quando se ponderou as variações no nível do produto e dos fatores, pelas elasticidades parciais de produção, a fim de se estimar a diferença explicada pelas funções estimadas, verificou-se que as variações ao nível do produto explicadas pelas regressões são inferiores às observadas (quadro 14), notando-se amplitude menor nas variações ao nível dos fatores e do produto.

No caso das diferenças explicadas observou-se que as variações em relação à média atingiram o maior valor na DIRA de Presidente Prudente (+ 39,60) e o menor na DIRA de São José do Rio Preto (- 31,92). Quanto às variações ao nível dos fatores, ponderadas pelas respectivas elasticidades, foram as DIRAs de Araçatuba, Bauru e São José do Rio Preto que apresentaram valores relativamente próximos da média para o total (quadro 13).

Do conjunto das análises efetuadas verificou-se que na amostra em estudo há ampla variação no nível de insumos e produto, indicando comportamento diferenciado entre regiões. Tendo-se em vista os baixos valores do VPMg para os fatores

terra, capital fixo e capital operacional na DIRA de Bauru, realocações entre atividades pecuárias poderiam levar a uma melhoria da eficiência econômica no uso daqueles fatores na região.

QUADRO 13. — Variação Percentual no Nível de Produto e Fator, por DIRA, em Relação à Média Geométrica do Total das DIRAs, Estado de São Paulo, 1973

(em percentagem)

DIRA	Fatores de produção				Produção
	Terra	Trabalho	Capital fixo	Capital operacional	
Araçatuba	-13,18	- 9,80	+ 3,05	-17,61	-13,32
Bauru	- 7,48	-34,73	-26,44	-12,52	-45,48
P. Prudente	+38,08	+45,10	+19,11	+49,54	+46,40
São J. Rio Preto	-29,45	-30,34	-19,52	-37,85	-18,92

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 14. — Diferenças das Variações Percentuais no Nível do Produto e Fatores, Explicadas pelas Funções de Produção Estimadas, em Relação à Média Geométrica do Total das DIRAs, Estado de São Paulo, 1973

(em percentagem)

DIRA	Fatores de produção				Diferença explicada
	Terra	Trabalho	Capital fixo	Capital operacional	
Araçatuba	- 5,39	+ 0,05	+ 1,02	- 5,21	- 9,55
Bauru	- 1,12	- 6,48	- 9,01	- 3,97	-20,58
P. Prudente	+15,52	+ 3,49	+ 5,08	+15,51	+39,60
São J. Rio Preto	-10,38	- 3,24	- 6,70	-11,60	-31,92

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

4 — CONCLUSÃO

Pela análise efetuada, verificou-se que as funções estimadas apresentavam um bom ajustamento, sendo que a única variável que apresentou coeficiente de regressão não significativa ao nível de pelo menos 5% de probabilidade, foi o fator trabalho, fato este associado à existência de multicolinearidade nas regressões, principalmente entre os fatores: trabalho e capital fixo.

Quanto ao problema de retorno à escala verificou-se que as atividades de cria, cria-recria, cria-recria-engorda e engorda estavam sujeitas a retornos constantes à escala, enquanto que no caso das funções de produção estimadas para as DIRAs, as estimativas indicaram o mesmo resultado para a de Bauru, e retornos levemente crescentes nas de Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto.

As estimativas das elasticidades parciais de produção indicaram que no caso do fator trabalho, essa elasticidade foi relativamente baixa nas funções de produção por atividade e, também, nas funções por DIRA, com exceção da DIRA de Bauru. Os fatores de produção, terra, capital fixo e capital operacional, apresentavam maiores elasticidades de produção para a maioria das funções estimadas, mostrando-se como os mais importantes em termos relativos na produção pecuária.

Os resultados da análise comparativa das funções de produção mostraram que aquelas estimadas por atividade eram estatisticamente diferentes, enquanto que nas estimadas para as DIRAs os resultados foram díspares. Aceitou-se a hipótese de igualdade entre as funções de Araçatuba e São José do Rio Preto e de Presidente Prudente e São José do Rio Preto, mas nas demais combinações a hipótese de igualdade foi rejeitada, estatisticamente. Esses resultados permitem concluir que as funções de produção por atividade são diferentes, e que análises efetuadas para uma região onde predomina determinada atividade, quando generalizadas, poderão trazer inúmeros inconvenientes.

Analisando-se os recursos aplicados nas atividades pecuárias tem-se que maiores VPMg para terra e capital fixo foram encontrados nas atividades de engorda e cria-recria-engorda; enquanto que os do fator trabalho na atividade de cria-recria.

Utilizando-se a mesma variável, VPMg, para análise inter-regional verificou-se que o fator terra apresentou maior valor na DIRA de Presidente Prudente e menor na de Bauru. Essas diferenças devem estar associadas à especialização regional.

O fator trabalho apresentou maior valor na DIRA de Bauru e valor negativo na de Araçatuba. Assim, deslocamentos do fator trabalho das diferentes atividades pecuárias da DIRA de Araçatuba para as atividades de cria-recria e engorda poderá melhorar a eficiência econômica do fator trabalho nesta DIRA.

No caso dos fatores: capital fixo e capital operacional, maiores VPMg foram encontrados nas DIRAs de São José do Rio Preto e Araçatuba.

A análise regional no nível do uso dos recursos, bem como da variação do produto, indicam nítidas diferenças regionais, mostrando que políticas agrícolas de atuação no setor pecuário daquelas quatro DIRAs exigem adaptações ao nível regional, a fim de se obter realocações de recursos entre atividades e/ou DIRAs, a fim de aumentar a eficiência econômica dos recursos escassos, existentes em cada DIRA.

ECONOMIC ANALYSIS OF RESOURCE PRODUCTIVITY IN BEEF CATTLE FARMS OF THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

This study analyses resource allocation and productivity of beef cattle production in the Regions of Araçatuba, Bauru, São José do Rio Preto and Presidente Prudente, in the State of São Paulo.

The methodology is based on the estimation of production functions and the sharing of total productivity among the factors considered.

All the functions estimated presented a good adjustment and, with the exception of labor, all variables were significant at the 5% probability level. The functions adjusted to cattle activities indicated constant returns to scale, while those adjusted by Region showed slightly increasing returns. Whereas the functions adjusted by activity were statistically different, the ones adjusted by region presented variate results.

Soil and fixed capital were the factors with higher productivity.

Among regions, soil presented higher productivity in Presidente Prudente and smaller in Bauru; labor presented higher productivity in Bauru. Fixed and operational capital had higher VMP in São José do Rio Preto and Araçatuba.

Regional differences suggest the need for agricultural policy adjustments in the beef cattle sector at the regional level, in order to improve efficiency in resource allocation.

LITERATURA CITADA

1. CHOW, Gregory C.//Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions.//*Econometrica*, 28 (3): jul. 1960.
2. GIRÃO, José Antonio.//*A junção da produção de Cobb-Douglas e a análise interregional da produção agrícola*. Lisboa, Fundação Calouste Gulbenkian, 1960.

3. HANDERSON, J. N. & QUANDT, R. E.//*Teoria microeconomica: uma abordagem matemática.*//São Paulo, Pioneira, 1976.
4. JOHNSTON, J.//*Econometric methods.*//New York, McGraw-Hill, 1972.
5. MARTIN, N. B.; VIEIRA, C. A.; PIRES, Z. A.//*Administração, tecnologia, custos e rentabilidade na bovinocultura de corte do Estado de São Paulo, 1972/73.*//São Paulo, Secretaria da Agricultura, Instituto de Economia Agrícola, 1975.
6. NORONHA, J. F.//Um estudo sobre alocação eficiente de recursos ao nível de empresa rural no Sul do Brasil.//*Agric. em S. Paulo, 21 (II) :219-45, 1974.*
7. PASTORE, A. C. et alii.//*A inovação induzida e os limites à modernização na agricultura brasileira.*//São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas, 1974.// (mimeo).
8. PINHEIRO, F. A.//*Análise econométrica de alocação de recursos na produção bovina do município de Botucatu, ano agrícola 1969/70.*//Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1972.
9. TOYAMA, N. K.; MARTIN, N. B.; TACHIZAWA, E. H.//*A pecuária bovina de corte no Estado de São Paulo.*//São Paulo, Secretaria da Agricultura, Instituto de Economia Agrícola, 1975.
10. THOMPSON, R. L.//*The metaproduction function for Brazilian agricultural: an analysis of productivity and other aspects of agricultural growth.*//Lafayette, Indiana, Purdue Univ., 1974.

ACUMULAÇÃO DE CAPITAL NA PROPRIEDADE
 AGRÍCOLA, REGIÃO DE RIBEIRÃO PRETO,
 ESTADO DE SÃO PAULO (1)

Iby Arvatti Pedroso

A política de desenvolvimento econômico do Brasil, propiciando a acumulação de capital, facilita a formação de capital nas empresas agrícolas. Essa formação, contudo, não tem a mesma intensidade em todos os tipos de agricultura e em todos os tamanhos de empresas.

Para analisar o comportamento dessas empresas de diferentes tamanhos e de diferentes atividades — pecuária, mista, de cultura anual e de cultura perene — partindo-se da hipótese de que as políticas agrícolas desenvolvidas favorecem tipos e tamanhos específicos de empresas agrícolas na acumulação de recurso, trabalhou-se com dados de nove municípios da DIRA de Ribeirão Preto, utilizando-se a análise descritiva, a análise tabular de tendência e a análise gráfica.

Algumas das conclusões tiradas foram: o investimento em máquinas se constitui na principal forma de investimento para todas as empresas estudadas. As propriedades maiores iniciam o processo de acumulação bem antes que as pequenas.

Para as propriedades de culturas anuais a terra é um recurso importante, disponível.

Quanto às culturas perenes e empresas mistas, o declínio de área das propriedades pequenas e o aumento do tamanho das áreas de cultura das propriedades grandes e muito grandes indicam ou um aumento significativo da eficiência à medida que as mesmas aumentam a área, ou a existência de políticas agrícolas que, no geral, facilitam o crescimento das mesmas. Montante razoável de crédito é, aparentemente, disponível para aquisição de máquinas e para despesas operacionais. Para aquisição de terra e empreendimento de melhoramentos há consideravelmente menor disponibilidade. A deficiência de crédito para aquisição de terra, com o considerável aumento de terra explorada pela maioria dos empresários, evidencia imperfeição no mercado de crédito, que causa distorção nos preços dos fatores e na alocação dos recursos.

(1) Liberado para publicação em 17/10/77.

Com certa reserva, em vista do pequeno número de observações, o pequeno declínio na área da terra explorada associado aos níveis relativamente baixos de investimento é indicativo de que pecuária não deve ser uma alternativa atraente — tanto que o número de empresas dedicadas a esse empreendimento foi pequeno na amostra.

As culturas da cana-de-açúcar e da soja, assistidas por políticas favoráveis, vêm competindo favoravelmente com atividades mais tradicionais.

A hipótese de que políticas de âmbito nacional têm diferentes impactos sobre diferentes empresas, é confirmada.

As políticas agrícolas gerais do país não discriminaram contra as pequenas propriedades, pelo menos no que se refere à terra, mas as políticas específicas (de culturas e de insumos, bem como de comercialização) prejudicaram o crescimento das pequenas propriedades.

1 — INTRODUÇÃO

As autoridades econômicas brasileiras continuam dando bastante ênfase ao crescimento do País, embora, especialmente a partir de 1964, tenha-se procurado modificar a orientação deste crescimento. É bastante conhecido o fato de que, de uma fase de substituição de importações, o País passou a procurar o crescimento em todas as áreas da economia e, com isso, o setor agrícola passou a receber mais estímulos. Entretanto, o objetivo final do desenvolvimento continua sendo o crescimento do produto nacional bruto.

Quando o objetivo de desenvolvimento é definido como o crescimento do produto nacional bruto, questões de igualdade, distribuição de renda e oportunidades para as classes de renda mais baixa são, geralmente, postas de lado. Além do mais, na agricultura este objetivo usualmente resulta em políticas orientadas para o setor comercial da agricultura. A razão desta orientação é, de modo geral, a crença de que existem economias de escala, ou pelo menos de tamanho, neste setor.

No caso brasileiro, esta opção se traduz em políticas que parecem beneficiar de maneira significativa as grandes propriedades (3, 5, 7). Os exemplos são os numerosos créditos altamente subsidiados para “insumos modernos”, preços mínimos consideravelmente mais altos do que os do mercado externo para algumas culturas (especialmente trigo) e arranjos financeiros altamente favoráveis para a aquisição de máquinas e melhoria de pastagens.

Embora estas políticas estejam sendo executadas há vários anos, muito pouco foi feito para verificar as premissas em que se baseiam ou, mesmo, para avaliar as suas conseqüências. Por exemplo, são necessárias informações sobre os tipos de capital que foram acumulados nas propriedades em resposta a estas políticas. Primeiro, teria ele variado de acordo com o tamanho e atividade da propriedade? Segundo, se a acumulação ocorreu principalmente nas grandes propriedades, foi devido às políticas agrícolas ou ao fato de que as grandes propriedades são mais eficientes? Este trabalho procura analisar tais questões, uma vez que a melhoria na formulação de critérios para políticas futuras só pode ser objetivada através de melhores conhecimentos sobre a estrutura atual da agricultura e as conseqüências de ações alternativas.

Procura-se, também, analisar a influência de determinadas políticas na formação de capital na agricultura e, especialmente, responder às perguntas: a) como o capital tem sido acumulado?

b) em que fazendas e de que formas?

As hipóteses a serem testadas seriam: a) as políticas agrícolas favorecem tipos e tamanhos específicos de fazendas na acumulação de recursos; b) as grandes propriedades (em termos de área de terra) e as propriedades especializadas em certas culturas (cana-de-açúcar e café) tiveram mais oportunidade de aumentar o controle de recursos do que as fazendas menores e aquelas especializadas em culturas anuais.

2 — FORMA E INTENSIDADE DE ACUMULAÇÃO DE RECURSOS

Comparações entre tipos e tamanhos de fazendas, sobre o “timing” e intensidade das principais aquisições de capital (terra, máquinas e melhoramentos), permitem uma avaliação do crescimento da empresa agrícola e do impacto de políticas na acumulação de recursos.

Para fornecer a base teórica da análise que segue, apresenta-se um breve resumo de alguns trabalhos teóricos e empíricos relacionando a estrutura e política agrícolas ao crescimento da propriedade.

Uma série de estudos tem mostrado que nem todos os agricultores (especialmente os pequenos) participaram igualmente do crescimento havido, recentemente, em muitos países (2, 3). As razões para este crescimento desigual são muitas. Por exemplo, crescimento econômico a nível de fazenda usualmente ocorre em um ambiente caracterizado pela interação de três fatores básicos: a natureza da tecnologia, o sistema institucional e as políticas de governo. O sistema institucional agrícola tem influência significativa sobre a natureza da mudança tecnológica e a velocidade de adoção. Políticas de governo que alteram a relação de preços tanto para fatores como para produtos, ou que alteram as restrições de capital, irão influenciar, também, a direção e a velocidade do processo de crescimento (8).

O impacto da interação desses fatores no crescimento de propriedades agrícolas pode, também, ser diferente. De modo geral, as pequenas propriedades familiares não se beneficiam do crescimento. Isto é especialmente verdadeiro em situações onde propriedades pequenas e grandes estejam em operação em uma mesma região. Programas para acelerar o desenvolvimento são geralmente mais complexos em sociedades rurais bimodais do que em sociedades unimodais (3). Em geral, isto ocorre devido ao fato de que políticas estabelecidas para desenvolvimento são baseadas nas premissas da moderna teoria econômica, as quais não são necessariamente válidas para áreas caracterizadas por um setor rural muito heterogêneo (heterogêneo é aqui definido em termos de diferenças significantes na tecnologia e no tamanho das propriedades agrícolas).

Como sugerido por GOTSCH (4), propriedades pequenas devem ser estudadas dentro do contexto da política e ambiente econômicos em que se situam. O mesmo autor levanta a hipótese de que, na base da combinação de diferentes tecnologias, tamanho de propriedade e quadro geral de políticas, estudos comparativos irão revelar diferentes situações de desenvolvimento. O quadro geral das políticas agrícolas brasileiras, de acordo com RASK (8), pode ser classificado como usando o "filter down approach" para implantação de políticas. Esta abordagem se caracteriza como sendo aquela em que apenas políticas gerais de desenvolvimento são utilizadas sem, essencialmente, apresentarem programas específicos de desenvolvimento para pequenas propriedades.

A área onde o levantamento das propriedades foi feito pode ser caracterizada como bimodal (quadro 1) e, portanto, ideal para

se analisar os diferentes impactos de uma dada matriz de políticas em propriedades de diferentes tamanhos empregando tecnologias diferentes. Esta análise irá ilustrar alguns aspectos do impacto diferenciado de políticas no processo de crescimento dessas propriedades.

3 — MATERIAL E MÉTODO

Os dados utilizados foram obtidos a partir de um levantamento efetuado em 1970 em propriedades agrícolas situadas na Divisão Regional Agrícola de Ribeirão Preto (2). Nove municípios foram escolhidos como representativos da região: Sertãozinho, Pontal, Batatais, Guaíra, Jardinópolis, Sales Oliveira, Altinópolis, Barretos e Colômbia.

Do cadastro do INCRA (na ocasião IBRA), foi sorteada uma amostra ao acaso. Na seleção da amostra foram definidos, "a priori", os seguintes critérios de escolha: a) que mais de 50% da terra possuída fosse cultivada; b) que mais de 50% da terra cultivada fosse devotada a uma das principais atividades da região, e c) que mais de 50% da terra fosse cultivada pelo proprietário. Baseado nestes critérios realizou-se o sorteio e foram feitas 382 entrevistas.

Alicerçando-se em conhecimento prévio da agricultura da área, a amostra foi dividida em quatro classes de tamanho, a saber: pequenas, ou grupo I (0,1 a 19,9 ha); médias, ou grupo II (20,0 a 49,9 ha); grandes, ou grupo III (50,0 a 199,9 ha), e muito grandes, ou grupo IV (mais de 200 ha).

Excetuando-se o Município de Altinópolis, as propriedades dos quatro grupos, em cada município, cultivavam em média mais terra do que possuíam. Este dado indica a utilização de arrendamento de terra em escala considerável.

Aproximadamente metade das 382 propriedades da amostra era explorada pelos proprietários, sendo que as pequenas propriedades eram quase todas operadas pelos proprietários. As propriedades maiores eram operadas sob várias formas, incluindo sociedade.

(2) Para maiores detalhes sobre a área e a amostra utilizada veja PERROCO et alii (6).

A classificação por atividade foi feita, dentro da amostra, com base na taxa de utilização da terra e na participação dos vários tipos de atividade na renda. A taxa de utilização da terra é igual ao quociente da área em terra cultivada pelo total de terra utilizada (terra cultivada mais pastagem). Baseado neste quociente, quatro tipos de propriedade foram definidos. Primeiro, fazendas de gado, com taxa de utilização da terra menor do que 25%; segundo, fazendas mistas, com taxa de utilização da terra menor ou igual a 25% e mais de 50% da renda gerada pela venda de produtos animais; terceiro, fazendas de cultura anual, com taxa de utilização da terra maior do que 25% e mais de 50% da renda gerada pela venda de culturas anuais, e quatro, fazendas de cultura perene, com taxa de utilização da terra maior do que 25% e mais de 50% da renda gerada pela venda de culturas perenes (cana-de-açúcar e café)

A distribuição das propriedades da amostra, de acordo com o tamanho e especialização, aparece no quadro 1.

QUADRO 1. — Estratificação da Amostra por Tamanho e Especialização da Empresa Agrícola, DIRA de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, 1970 (número de observações)

Estrato de área (1) (ha.)	Empresa				
	Pecuária (2)	Mista (3)	de Cultura		Total
			Anual (4)	Perene (5)	
Até 19,9	—	2	27	6	45
20,0 a 49,9	2	7	43	3	75
50,0 a 199,9	9	32	82	27	150
200,0 e mais	1	35	63	13	112
Total	12	76	215	79	382

(1) Tamanho: área em terras para culturas e pastagem, própria.

(2) taxa de utilização da terra menor do que 25%;

(3) taxa de utilização da terra menor ou igual a 25% e mais de 50% da renda gerada na venda de produto animal;

(4) taxa de utilização da terra maior do que 25% e mais de 50% da renda gerada com a venda de produto de cultura anual;

(5) taxa de utilização da terra maior do que 25% e mais de 50% da renda gerada com a venda de produto de cultura perene.

A metodologia utilizada na documentação e comparação do processo de crescimento das propriedades se constitui de análise descritiva e análise tabular de tendência. Quadros indicando investimento em animais e máquinas, despesas operacionais, receitas e uso de crédito, por propriedade e por hectare, são utilizados para comparações sobre intensidade no uso de capital, fixo e variável, e terra.

É utilizada a análise gráfica para descrever a variação, por hectare, dos principais tipos de investimento, durante um período de onze anos.

4 — RESULTADOS E DISCUSSÃO

Da amostra original descrita na introdução, onze subamostras foram definidas baseadas em uma divisão por tamanho e atividade. Os tamanhos e atividades são os descritos, também, na introdução. Entretanto, dois grupos de atividades, pecuária de corte e propriedades mistas, não apresentaram número suficiente de observações dentro de cada grupo por tamanho para permitir uma divisão por tamanho de propriedade. Assim, pecuária de corte é analisada como um grupo, e propriedades mistas são divididas em dois grupos por tamanho: grandes e muito grandes. As fazendas de cultura anual e as de cultura perene são divididas em quatro grupos por tamanho: pequenas, médias, grandes e muito grandes.

4.1 — O Sistema Agrícola Bimodal

Tecnologia moderna é disponível em muitas formas (pesticidas, herbicidas, fertilizantes) na região e tecnologia mecânica foi desenvolvida na forma de equipamentos pesados. Assim, as propriedades menores encontram mais dificuldade em possuir máquinas e, freqüentemente, as alugam. Respostas econômicas significantes à adubação adicional nas atuais variedades são raras, segundo estudo detalhado de NELSON (5).

Como foi mencionado anteriormente, as políticas agrícolas que atuam sobre a área em estudo podem ser caracterizadas como adotando "filter down approach". Resumidamente, esta forma de

política se constitui de uma oferta abundante de crédito a taxas de juros baixos, créditos especiais para a aquisição de máquinas, preços mínimos e políticas específicas para cana-de-açúcar e café.

Neste contexto, vários dos fatores sugeridos por GOTSCH (4) podem ser identificados como contribuindo para taxas de crescimento diferentes. Uma interação de tecnologia mecânica, a qual inclui economias de escala, serviços especiais de crédito e instituições de prestações de serviços mais eficientes, poderia resultar em custos mais baixos e acesso mais fácil a tecnologia mais moderna. Taxas de juros mais baixos devem estimular a demanda por crédito por todos os fazendeiros, enquanto que no lado da oferta, custo dos serviços, oferta de crédito, garantias de pagamentos e preferência dos gerentes de bancos devem determinar se uma distribuição equitativa ocorre (8).

4.2 — Uso e Composição do Capital

Aqui são analisados dados para mostrar as diferenças no uso de insumos, níveis de produção e uso de crédito e também para analisar os investimentos feitos em itens de capital (terra, construções, melhoramentos e máquinas) em um período de 11 anos.

Despesas com investimento e renda bruta estão no quadro 2. Para permitir comparações sobre a intensidade no uso de capital, os mesmos dados estão apresentados por unidade de terra agrícola (pastagem mais terra cultivada) no quadro 3.

Pelas informações do quadro 3 pode-se observar seis aspectos diferentes. Primeiro, despesas com culturas, animais e "outras" não variam de forma acentuada entre os tipos de propriedade exceto para pecuária e propriedades mistas. Segundo, despesas com aluguéis são altas para propriedades de cultura anual de todos os tamanhos, quando comparadas com todos os outros tipos, exceto para as grandes propriedades com culturas perenes. Terceiro, apesar de despesas com máquinas não apresentarem uma orientação clara, a intensidade é maior nas fazendas médias com culturas anuais e perenes. Quarto, investimento com máquinas não varia significativamente para as fazendas muito grandes, entre os tipos, mas as grandes propriedades com cultura anual e as

com cultura perene investiram consideravelmente mais em máquinas do que qualquer outro tipo. Quinto, investimento em animais é consideravelmente maior nas pequenas fazendas, tanto de culturas perenes como de culturas anuais e, também, as propriedades pequenas mostram o maior investimento por hectare em animais, entre todos os tipos e tamanhos analisados. Sexto, a receita por hectare cai à medida que o tamanho da propriedade aumenta, para todos os tipos.

Algumas conclusões preliminares podem ser obtidas dessas análises. O investimento em máquinas por hectare indica que, no total, o acesso à aquisição de máquinas não é limitado por tipo ou, mesmo, tamanho de propriedade. Também é concebível que as grandes propriedades estejam em um limite de tamanho no qual a mecanização torna-se bastante atraente, uma vez que tanto as grandes propriedades de culturas anuais como as de culturas perenes, apresentam o mais alto investimento em máquinas por hectare, e, também, as grandes propriedades com cultura perene apresentam o mais alto valor para aluguel de equipamento. Pode-se, também, aceitar que a utilização mais intensa de aluguel de equipamento por parte dos proprietários de fazendas com culturas anuais é indicativo de problemas menos significantes em relação ao "timing" das tarefas de produção. Por outro lado, todas as propriedades com culturas perenes têm as mesmas culturas, isto é, café e cana. Assim, o "timing" de tarefas críticas, tais como plantio e colheita, ocorre ao mesmo tempo. As propriedades com culturas anuais, com diferentes atividades (algodão, arroz, milho e soja) têm maior flexibilidade e, portanto, podem utilizar-se mais do aluguel de equipamentos.

A receita da propriedade aumenta da menor para a maior propriedade de cultura anual e parece estabilizar-se nas propriedades muito grandes com culturas anuais. As propriedades com culturas perenes apresentam um padrão similar, mas com valores mais altos, exceção feita às muito grandes, para as quais as receitas não só são mais baixas do que as das grandes com cultura perene, mas também mais baixas do que as das muito grandes com culturas anuais. Estes resultados indicam que é possível haver alguma influência do tamanho na eficiência.

Em vista das diferenças substanciais nas despesas de operação entre tamanhos é interessante analisar as diferenças no uso de crédito, medido em despesas com juros por hectare. Aumentam

QUADRO 2. — Algumas Características de Propriedades da Amostra, por Tamanho e Tipo, DIRA de Ribeirão Preto, 1970

Tipo e tamanho de propriedade	N.º de Observações	Uso da Terra (ha)				Investimento (Cr\$)	
		Agrícola	Cultivada	Pastagem	Total explorado	Máquinas	Animais
Pecuária	12	120	17	103	133	10.615	22.227
Mista Grande	32	121	85	36	178	15.094	42.810
Mista Muito Grande	35	701	623	78	798	174.254	273.360
Anual Pequena	27	13	13	0	20	2.620	5.984
Anual Média	43	32	29	3	38	11.413	8.107
Anual Grande	82	113	92	20	136	50.979	22.765
Anual Muito Grande	63	544	436	108	596	131.097	75.484
Perene Pequena	16	15	13	2	16	4.905	4.179
Perene Média	23	37	35	2	42	15.807	7.559
Perene Grande	27	102	82	20	109	74.214	13.672
Perene Muito Grande	13	371	317	53	408	86.192	26.483

Despesas operacionais (Cr\$)

Tipo e tamanho de propriedade	Cultura	Aluguel de máquinas				Total	Receita (Cr\$)	Despesas com Juros (Cr\$)
		Máquinas	Animais	Outros	Total			
Pecuária	1.629	539	807	2.505	388	5.868	15.758	32
Mista Grande	1.736	686	2.582	2.208	1.157	8.369	26.673	368
Mista Muito Grande	13.471	1.778	7.178	8.693	4.581	35.701	135.698	1.168
Anual Pequena	1.054	365	185	14	194	1.812	4.977	74
Anual Média	3.263	902	1.903	425	710	7.203	14.400	262
Anual Grande	9.724	1.227	6.000	1.703	1.800	20.454	50.886	1.200
Anual Muito Grande	43.728	2.466	20.748	5.203	12.083	84.228	167.407	6.042
Perene Pequena	1.242	204	917	117	349	2.829	8.946	90
Perene Média	3.171	622	3.926	245	1.195	9.159	20.796	63
Perene Grande	8.123	2.272	6.450	883	1.979	19.707	41.109	554
Perene Muito Grande	31.012	1.461	28.477	1.724	10.072	72.746	237.711	695

QUADRO 3. — Investimento, Despesa e Renda da Propriedade, por Hectare, segundo o Tipo e Tamanho, DIRA de Ribeirão Preto, 1970
(Cr\$/ha)

Tipo e tamanho de propriedade	Investimento		Despesas operacionais				Renda da propriedade	Despesas c/ juros	
	Máquinas	Animais	Cultura	Aluguel de máquinas	Máquinas	Animais			Outras
Pecuária	88	184	13	4	7	21	3	131	0,24
Mista Grande	125	354	15	6	21	18	9	220	3,00
Mista Muito Grande	249	390	19	2	10	12	6	194	2,00
Anual Pequena	196	449	79	27	14	1	15	375	6,00
Anual Média	357	254	102	28	60	13	22	451	8,00
Anual Grande	452	202	86	11	53	15	16	451	11,00
Anual Muito Grande	241	139	80	4	38	9	22	307	11,00
Perene Pequena	333	284	84	14	62	8	24	607	6,00
Perene Média	428	209	86	17	106	7	32	563	2,00
Perene Grande	728	134	79	22	63	9	17	402	5,00
Perene Muito Grande	233	71	76	4	77	5	27	144	2,00

de Cr\$ 2,00 por hectare nas pequenas para Cr\$ 11,00 nas muito grandes, e a diferença entre grande e muito grande não é acentuada. Estes valores indicam que o crédito se constitui em parcela considerável do montante das despesas operacionais.

Para as culturas perenes os resultados são mais inconclusivos, uma vez que não existe real consistência com os dados. Entretanto, é aparente que as culturas perenes dependem menos do crédito do que as anuais. A análise da seção seguinte parece confirmar esta observação.

4.3 — Principais Investimentos e Fontes de Financiamento de 1960 a 1970

Quatro categorias de investimento são analisadas para o período de onze anos, entre 1960 e 1970: melhoramentos fundiários, (novas construções e melhoria das existentes), compra de máquinas, e aquisição de terras. Nestas, o arrendamento de terra é também analisado como uma forma de aumentar o controle sobre este recurso. Os investimentos, ano a ano, para máquinas e melhoramentos fundiários e edifícios, são analisados na base de cruzeiro por hectare, para permitir uma comparação direta através dos diferentes tamanhos. Também, de maneira a reduzir variações extremas de um ano para outro, uma média móvel de três anos que elimina o primeiro e o último ano, foi usada. Compras e arrendamento de terras são examinados como uma porcentagem da terra possuída em 1960, permitindo, também, uma comparação direta entre os tamanhos.

As fontes de financiamento são divididas em: poupança (isto é, recursos próprios) e crédito (tanto formal como informal). E são medidas como porcentagem do total investido para cada categoria de investimento, por um período de onze anos.

Os padrões dos investimentos em máquinas, melhoramentos em terra e construções estão nas figuras 1, 2 e 3.

Três aspectos principais são claramente visíveis nesta análise: a) níveis de investimento são muito maiores em propriedades de cultura do que em propriedades pecuárias ou mistas; b) entre os itens de capital, máquinas representam o maior investimento,

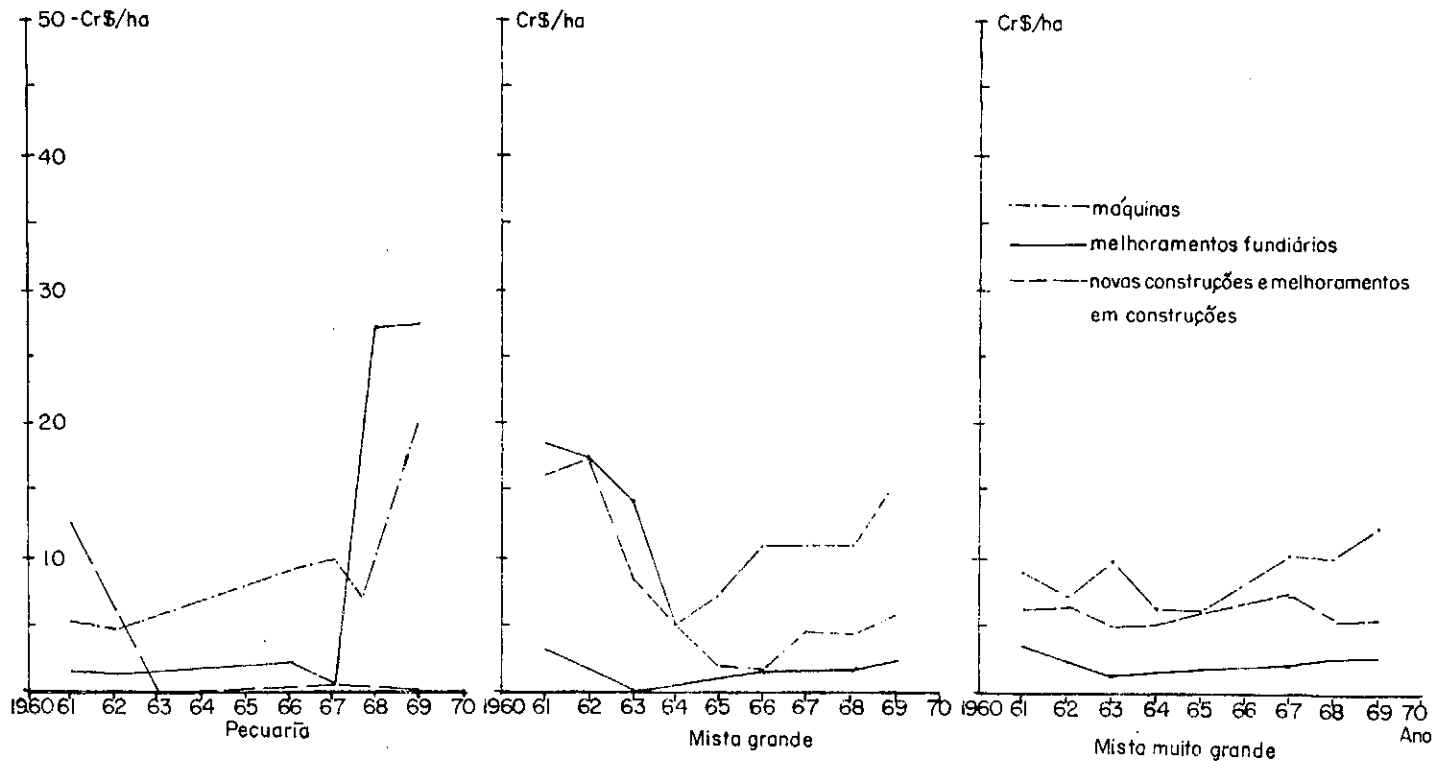


FIGURA 1.— Investimento, por hectare, de máquinas, melhoramentos fundiários e novas construções e melhoramentos em construções, em propriedades pecuárias e mistas. DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

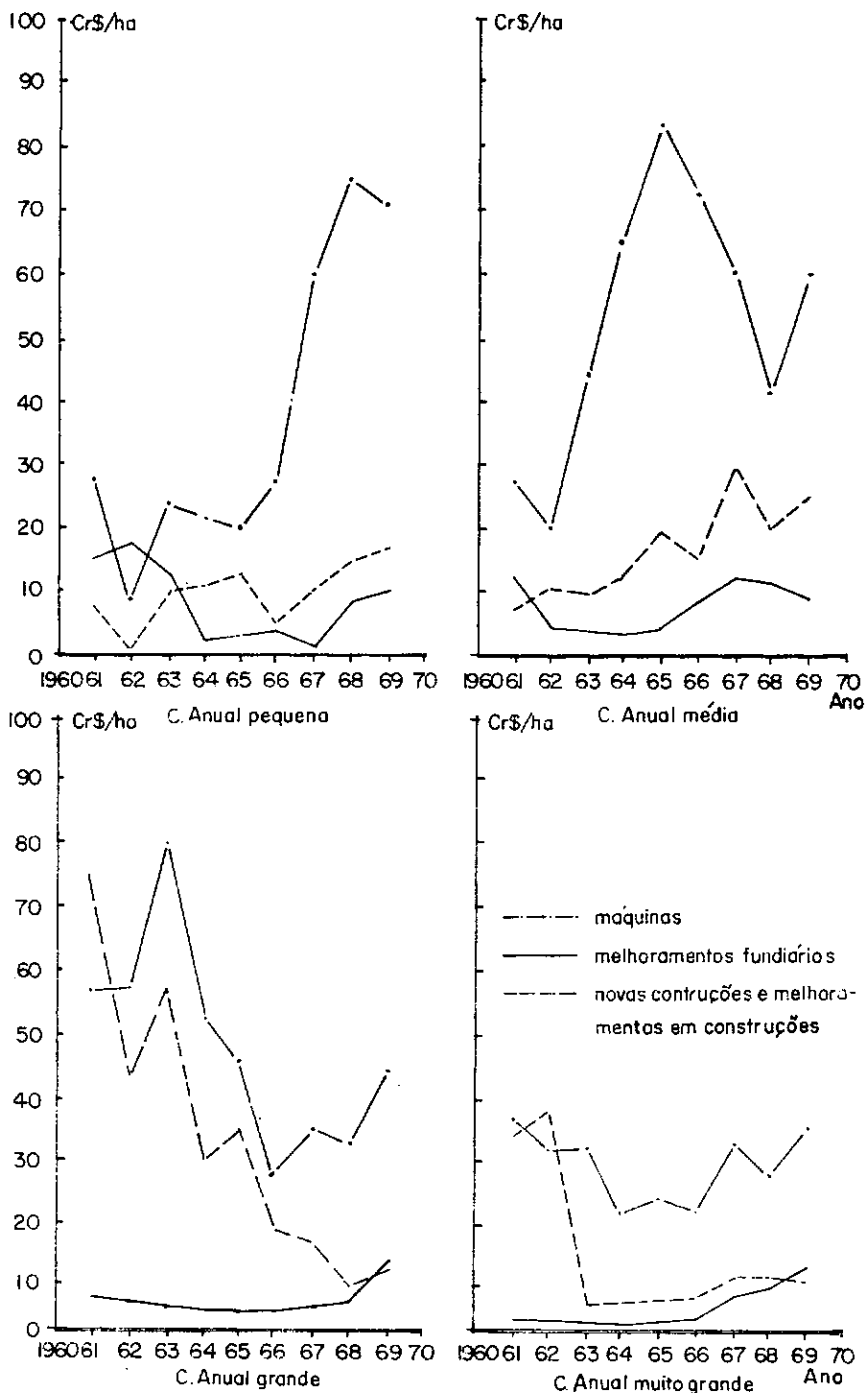


FIGURA 2.- Investimento, por hectare, de máquinas, melhoramentos fundiários e novas construções e melhoramentos em construções, em propriedades com cultura anual, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

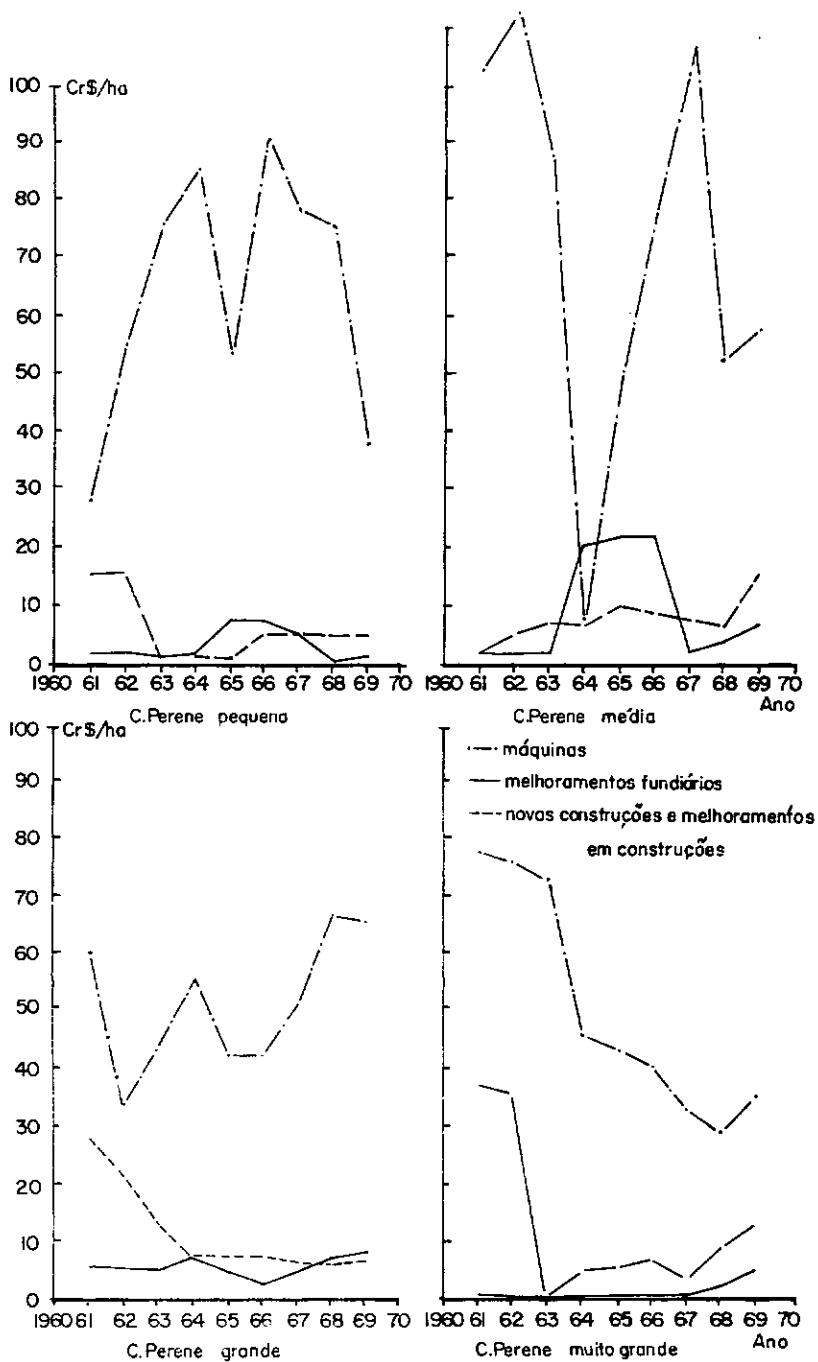


FIGURA 3.— Investimentos, por hectare, de máquinas, melhoramentos fundiários e novas construções e melhoramentos em construções, em propriedades com cultura perene, DIRA de Ribeirão Preto, 1960–70.

especialmente nas fazendas de cultura, e c) uma seqüência bem definida de aquisição de máquinas é aparente por tamanho de propriedade.

As propriedades pecuárias e mistas mantêm um baixo e estável padrão de investimento para os três itens analisados. Aparentemente, estas propriedades estão apenas mantendo o estoque de capital e não mostram crescimento significativo.

As propriedades de cultura perene mostram um nível de investimento consideravelmente mais alto se comparadas com as propriedades de cultura anual. No todo, as propriedades pequenas fazem seus principais investimentos em máquinas, sete a nove anos depois do que as propriedades muito grandes.

As propriedades de cultura perene muito grandes apresentam uma alta taxa de investimentos em 1960-61, que declina continuamente no período posterior.

Outra forma de capital adquirido por muitos proprietários, durante o período, é terra adicional. Aluguel de terra também foi uma forma de aumentar o controle do recurso.

Os padrões de aquisição e aluguel de terra, para a amostra de propriedades, estão nas figuras 4, 5 e 6. Como no caso anterior, as propriedades pecuárias e mistas são bastante estáveis no controle da terra, exceção feita às mistas muito grandes, as quais mostram um leve aumento no volume de terra alugada, no fim do período analisado.

As propriedades de cultura anual mostram um aumento acentuado na terra cultivada para todos os tamanhos, com as pequenas tendo o maior aumento percentual, dobrando a terra cultivada durante os onze anos analisados.

As propriedades pequenas e médias com cultura perene tiveram suas áreas reduzidas durante o período, enquanto que as grandes e muito grandes a aumentaram.

No total, as propriedades de culturas anuais são as maiores usuárias do crédito, enquanto que as propriedades de cultura perene são as que menos o utilizaram. A maioria do crédito para investimento para todas as propriedades nos onze anos analisados foi para aquisição de máquinas, sendo o restante utilizado entre melhoramentos fundiários e, em menor quantidade, para compras de terra (figuras 7, 8 e 9).

Quatro aspectos gerais e distintos emergem da análise.

Primeiro, o investimento em máquinas se constitui na principal forma de investimento para todas as propriedades consideradas. Nos casos de propriedades com culturas perenes e anuais existe uma diferença de dois a quatro anos nos investimentos em máquinas do estrato menor para o maior de todas as propriedades consideradas. Assim, as propriedades muito grandes parecem iniciar o processo de mecanização de sete a nove anos antes das pequenas.

Segundo, para as propriedades de culturas anuais, a terra é um importante recurso e é disponível. De fato, o grande acréscimo nas terras exploradas pelas pequenas propriedades com cultura anual parece indicar que terra é um recurso neutro em relação à escala, para a produção de culturas anuais, o que por sua vez indicaria retornos constantes a escala e um ativo mercado de terra na área.

Terceiro, o declínio da área das propriedades pequenas com cultura perene e o aumento do tamanho das propriedades grandes e muito grandes com cultura perene indicariam ou um aumento significativo de eficiência à medida que as fazendas de cultura perene aumentam a área, ou a existência de políticas agrícolas que, no geral, facilitam o crescimento de tais propriedades.

Quarto, quantidades razoáveis de crédito são, aparentemente, disponíveis para aquisição de máquinas. Consideravelmente menos quantidade é disponível para terra e melhoramentos. Há indicações de que as despesas operacionais são adequadamente financiadas. A deficiência de crédito para terra, paralelamente ao considerável aumento de terra explorada pela maioria dos proprietários, é evidência da imperfeição no mercado de crédito, o que pode estar causando considerável distorção nos preços dos fatores, resultando em alocação imperfeita dos recursos.

As mesmas conclusões gerais são válidas para as propriedades mistas analisadas.

Não é possível chegar a conclusões mais definitivas para as propriedades pecuárias devido ao pequeno número de observações. Entretanto, o pequeno declínio na terra explorada, associado aos

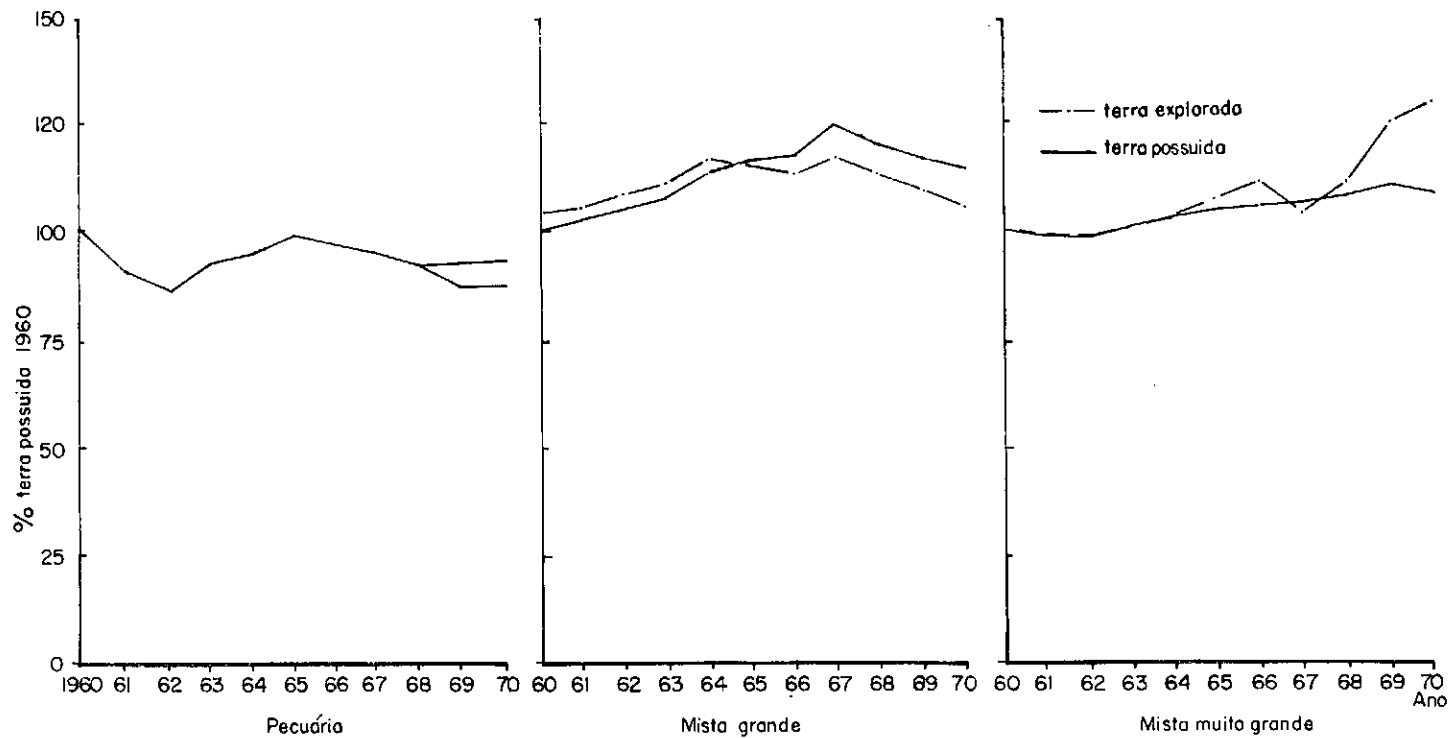


FIGURA 4.— Relação percentual de terra possuída e de explorada com terra possuída em 1960 nas propriedades pecuárias e mistas, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

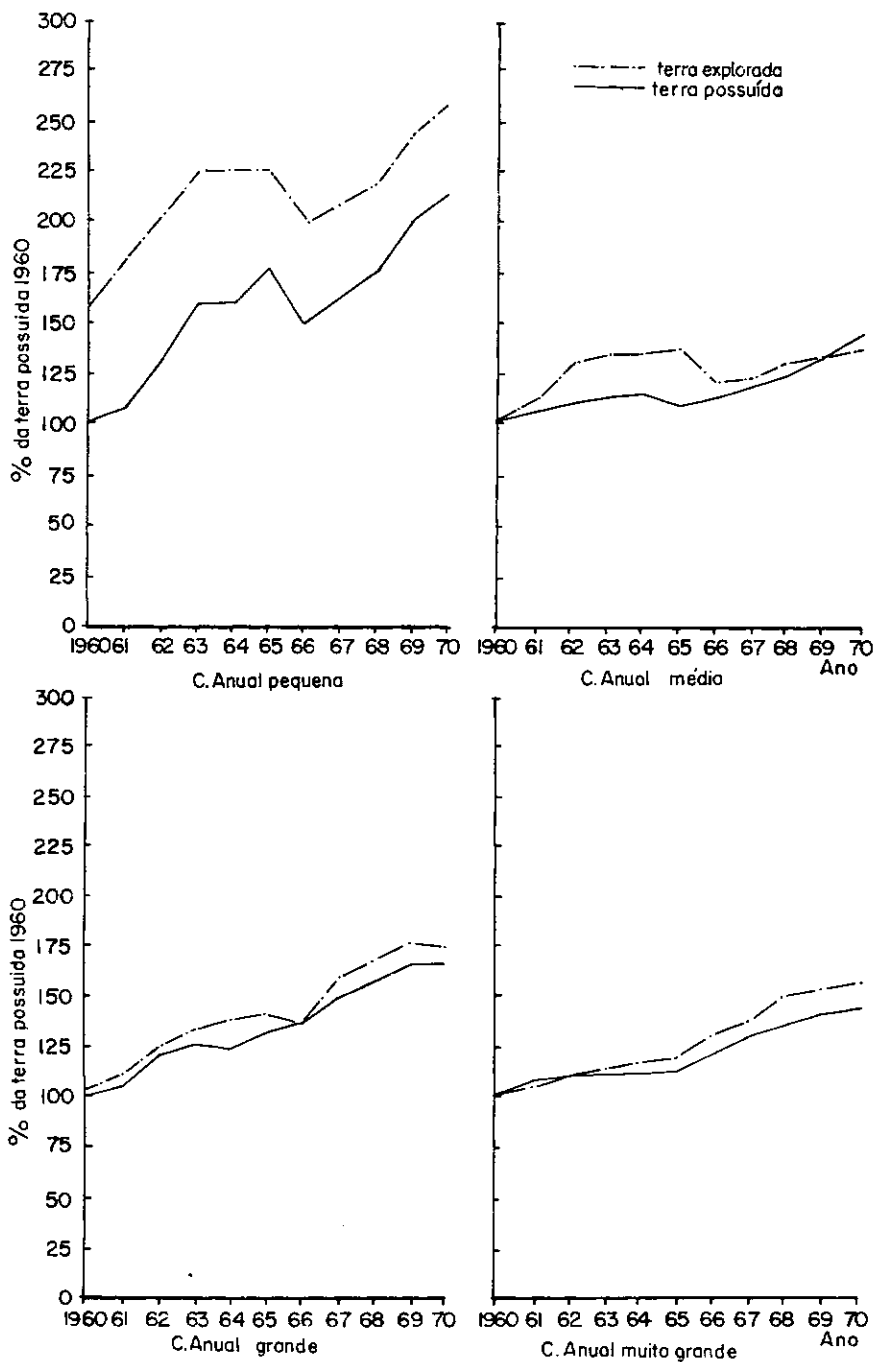


FIGURA 5.— Relação percentual de terra possuída e de explorada com terra possuída em 1960 nas propriedades de cultura anual, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

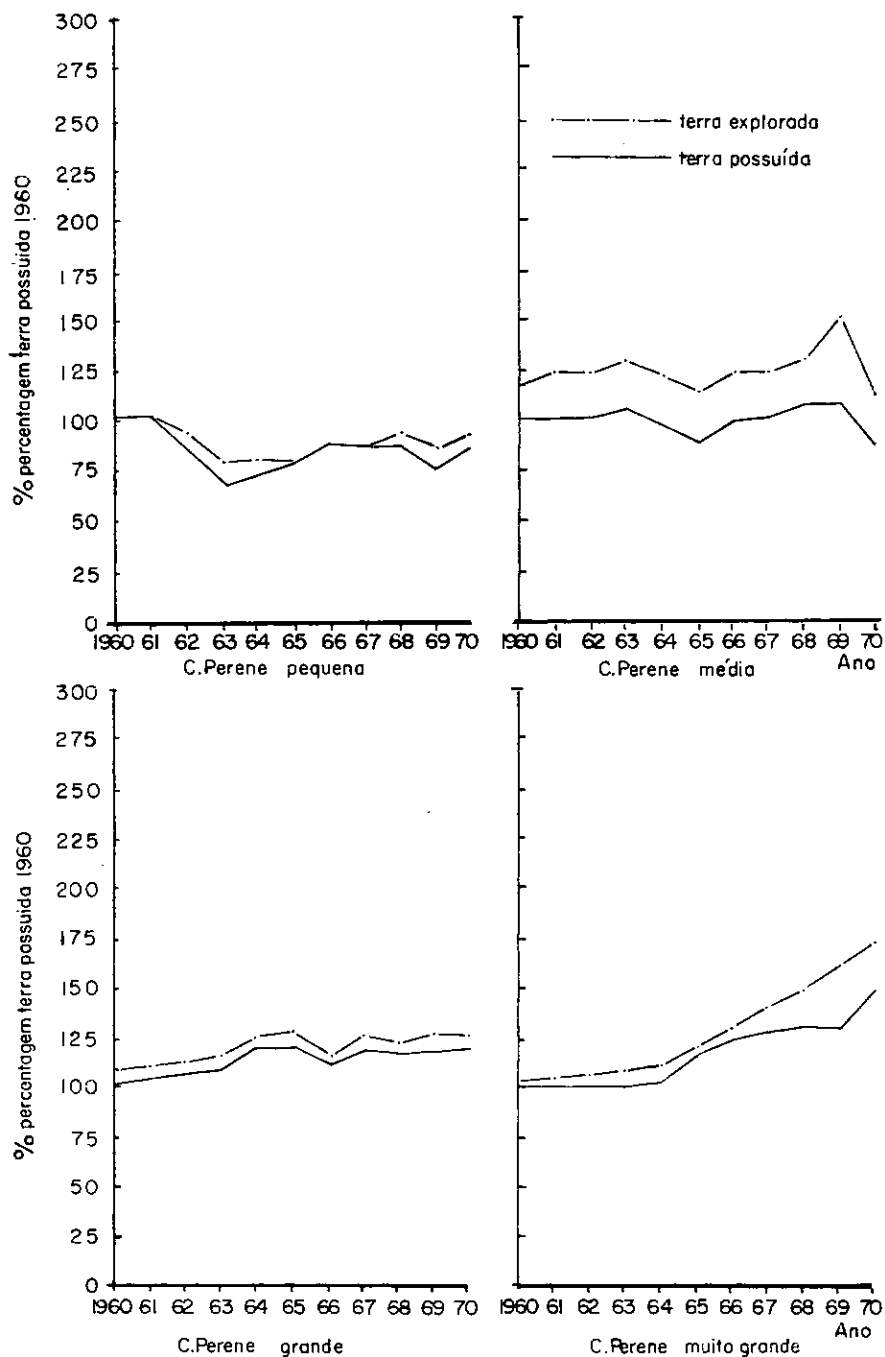


FIGURA 6.- Relação percentual de terra possuída e de explorada com terra possuída em 1960 nas propriedades de cultura perene, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

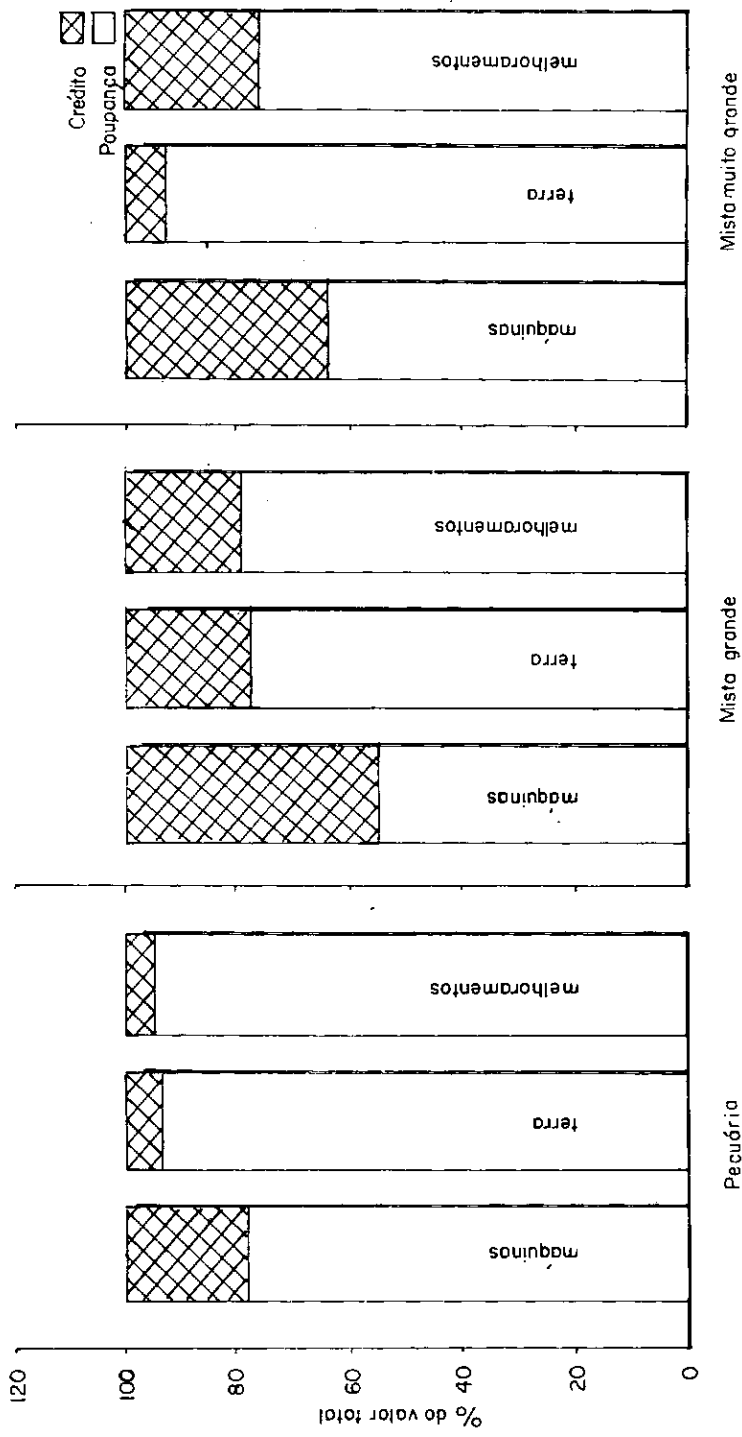


FIGURA 7.- Fontes de fundos para os principais investimentos em capital, como porcentagem do total investido, propriedades de Pecúria e Mistos, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

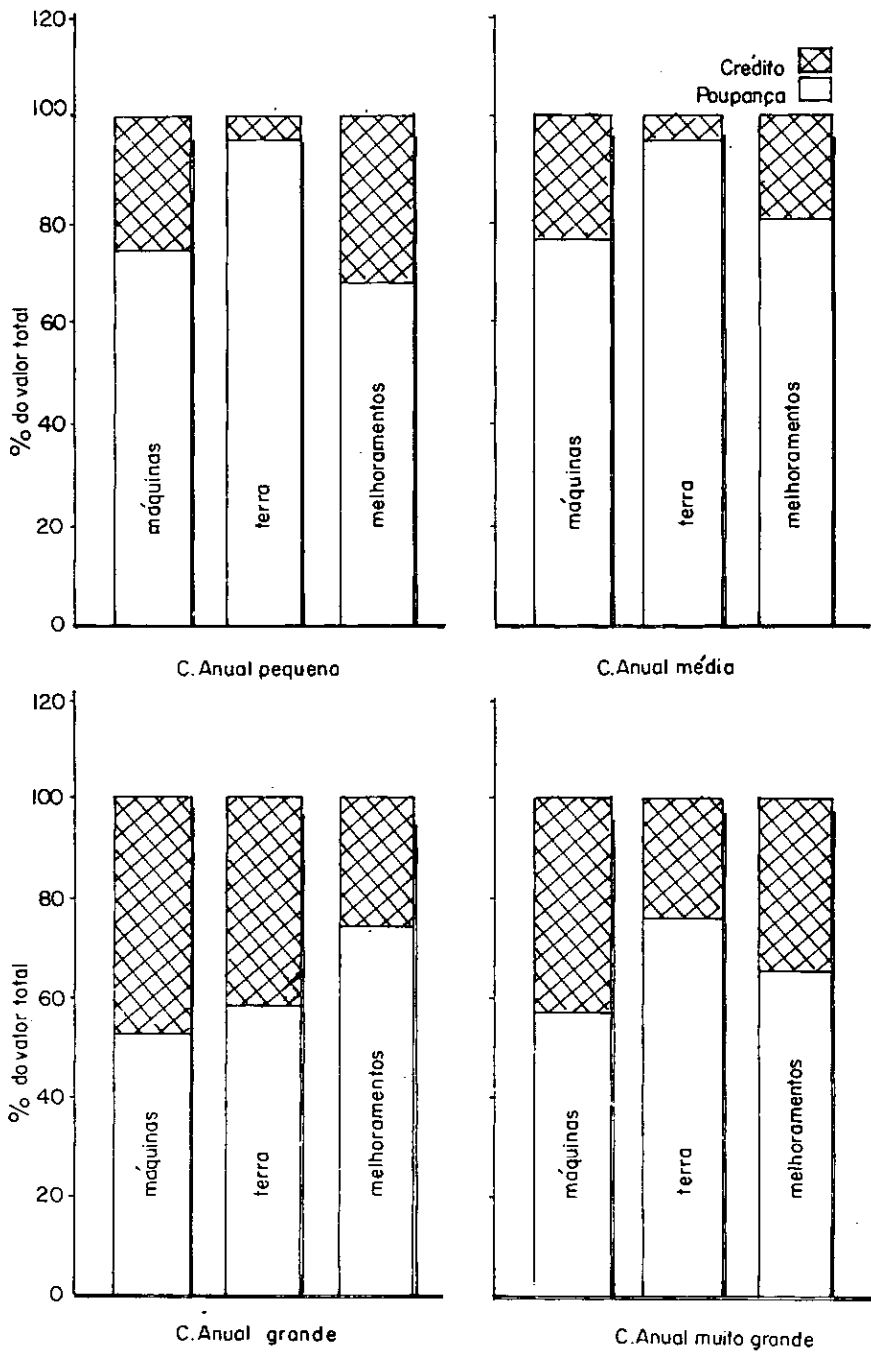


FIGURA 8.— Fontes e fundos para os principais investimentos em capital como porcentagem do total investido, propriedades de cultura anual, DIARA de Ribeirão Preto, 1960-70.

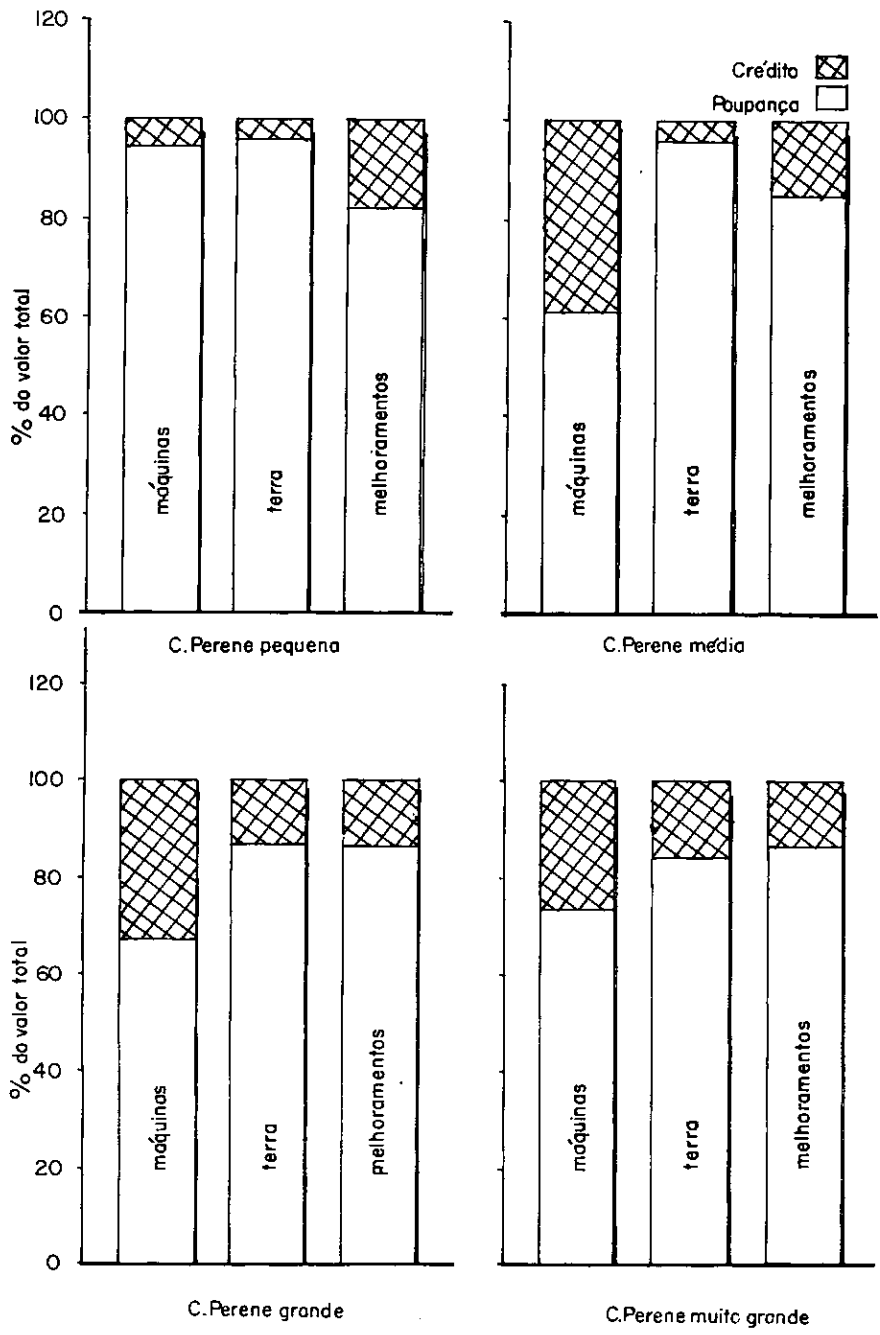


FIGURA 9.— Fontes de fundos para os principais investimentos em Capital com porcentagem do total investido, propriedades de cultura perene, DIRA de Ribeirão Preto, 1960-70.

níveis relativamente baixos de investimentos em máquinas, terra e melhoramentos em construções, (mais o fato da amostra total apresentar apenas 12 fazendas pecuárias) é indicativo de que pecuária não deve ser uma alternativa atraente dadas as condições econômicas atuais na região. Culturas como a cana-de-açúcar e soja, na área estudada, são suficientemente lucrativas (auxiliadas por políticas favoráveis), competindo favoravelmente com atividades mais tradicionais.

Desta análise, a hipótese de que políticas nacionais têm diferentes impactos sobre diferentes propriedades pode ser substantiada. Primeiro, é óbvio que no todo, as pequenas propriedades tanto com cultura anual como perene estão usando consideravelmente quantidade de tecnologia química e mecânica, como é indicado pelas despesas operacionais. Entretanto, as propriedades maiores as estão usando mais intensivamente. Também, como é aparente pela análise de acumulação de terras, as pequenas propriedades com culturas anuais aumentaram consideravelmente o controle deste recurso, enquanto que, por outro lado, é óbvio que as propriedades pequenas com culturas perenes reduziram suas áreas.

Enquanto que algumas diferenças são evidentes entre tamanhos, grandes diferenças aparecem entre tipos de exploração, indicando a orientação por produto, das políticas. Por exemplo, no presente caso, as propriedades com culturas perenes são especializadas em café ou cana-de-açúcar sendo a amostra constituída, na maioria de fazendas de cana. Cana-de-açúcar no Brasil é produzida sob controles bastante rígidos. Quotas de produção são distribuídas às propriedades próximas a uma usina e os preços são estabelecidos pelo governo na base de custo mais lucro. A quota é vinculada uma vez que tem que ser específica quanto à localização de maneira a garantir um suprimento adequado à usina.

Tais políticas estão efetivamente adicionando um valor extra e significativo à terra e, como resultado, esta tem que ser altamente produtiva a fim de igualar o valor de seu produto marginal com seu preço. Para aumentar a produtividade da terra, investimentos significativos em administração, máquinas, propriedades não sejam capazes de competir, na aquisição destes recursos, com as grandes e, portanto podem estar sendo empurradas para fora da agricultura e tendo suas terras incorporadas às grandes proprie-

dades. Também, o aumento significativo de área em exploração, através de aluguel de terras, ocorrendo nas grandes propriedades com culturas perenes, pode indicar que, para as pequenas propriedades, é mais eficiente alugar a outros suas terras do que explorá-las diretamente.

Assumindo como válidas estas análises pode-se concluir, por um lado, que as políticas agrícolas gerais do país não discriminaram contra as pequenas propriedades, pelo menos no que concerne ao recurso terra. Mas, por outro lado, as políticas específicas para culturas e tecnologia, no caso as políticas para a produção de cana-de-açúcar e as políticas de mecanização e comercialização, prejudicaram o crescimento das pequenas propriedades.

CAPITAL ACCUMULATION IN FARMING, RIBEIRÃO PRETO REGION, STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

Agricultural development policy in Brazil, stimulating capital accumulation, has had different impacts according to type of farming and farm size.

This hypothesis was tested in nine "municípios" of the Ribeirão Preto region, in the State of São Paulo. Types of farming selected were pasture livestock, annual crops, perennial crops, and mixed farms. The methods of analysis were descriptive, tabular, trend and graphic.

Major findings were:

- a) Machinery was the major capital investment in all farm types. Larger farms initiated the accumulation process far before smaller farms.
- b) For the annual crop farms land is an important resource, and it is available.
- c) The decline in land size of the small perennial farms and the increase in size of the large and very large perennial farms indicate either a significant increase in efficiency as perennial farms increase their land basis, or, agricultural policies that, on the whole, are favoring the large perennial farms.
- d) Reasonable amounts of credit are apparently available for machinery and operating expenses. Considerable less is available for land and improvements. This lack of credit for land, coupled with significant increase in land operated shown by most farmers is indicative of imperfections in the credit market which causes distortion in factor price and resource allocation.

- e) The slight decline in land operated in pasture livestock farms, coupled with relatively low levels of investment is indicative that these farms are not an attractive alternative.
- f) New crops, such as sugar cane and soybeans, helped by favorable policies, compete successfully with more traditional activities.
- g) General agricultural economic policies did not discriminate against small farms, so far as land is concerned, but specific policies (crop, input, and marketing policies) penalized small farm growth.

LITERATURA CITADA

1. ADAMS, D.//*Agricultural development strategies in Brazil, 1950-1970.*//Columbus, Ohio State Univ., Dept. of Agricultural Economics and Rural Sociology, 1970//(Economics and Sociology Occasional Paper).
2. ————— & COWARD JR, E. W.//*Small farmer development strategies.*//*ADC Seminar Report*, July 1972.
3. ENGLER, J. J. de C.//*Alternative enterprise, combination under various price policies on wheat and cattle farms in Southern Brazil.* Columbus, Ohio State Univ., Dept. of Agricultural Economics and Rural Sociology, 1971.//(Tese de Ph. D. não publicada).
4. GOTSCH, Carl H.//*Technical change and the distribution of income in rural areas.*//*Amer. J. Agr. Econ.*, 54 (2):326-41, May 1972.
5. NELSON, W. C.//*An economic analysis of fertilizer utilization in Southern Brazil.*//Columbus, Ohio State Univ., Dept. of Agricultural Economics and Rural Sociology, 1971.//(Tese de Ph. D. não publicada).
6. PERROCO, L. et alii.//*Aspectos econômicos da agricultura na região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1969-70.*//Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1971.
7. RASK, Norman; MEYER, Richard L.; PERES, Fernando C.//*Crédito agrícola e subsídios à produção como instrumento para o desenvolvimento da agricultura brasileira.*//Columbus, Ohio State Univ.,/Piracicaba. SP, ESALQ/USP, 1971.//(Notas de Pesquisa sobre Formação de Capital e Mudança Tecnológica na Agricultura, 6-P, Série A).
8. RASK, Norman.//*The differential impact of growth policy on the small farmer of Southern Brazil.*//Lafayette, Indiana, Purdue Univ., 1972.//p.13-15.//(Purdue Workshop on Empirical Studies of Small Agriculture in Developing Nations).

UMA ESTRATÉGIA DE ESTABILIZAÇÃO DE RENDA
PARA OS AVICULTORES PAULISTAS ⁽¹⁾

Paulo David Criscuolo

Maria de Lourdes do Canto Arruda

Flavio Condé de Carvalho

Os autores se propuseram neste trabalho a determinar os padrões estacionais dos preços de ovo e frango recebidos pelos produtores paulistas, no período 1963-75, e a verificar a hipótese, objetivo maior deste trabalho, da existência de sincronização inversa entre os índices estacionais médios das duas séries.

A correlação entre os índices estacionais das séries de preços de ovo e de frango foi de $-0,83$. A relação funcional média para o período estudado foi: $y = -1,79x$, sendo os desvios de índices estacionais de preços de ovo sobre o normal a variável dependente. O erro-padrão da estimativa foi determinado em torno de $\pm 4,31$.

Estudos adicionais são propostos para melhor análise da hipótese. Com base nesses resultados, poderia ser sugerida a conveniência da abertura de linha de crédito a ser aplicada ao sistema criatório proposto. Precisaríamos ser feita, no entanto, uma ressalva quanto às condições sanitárias que devem ser rigorosamente observadas, se adotado o sistema.

1 — INTRODUÇÃO

No decorrer dos últimos anos a avicultura brasileira passou por sensível desenvolvimento, constituindo-se hoje num dos suportes da economia de certos estados, onde contribui de forma expressiva para a composição da renda bruta dos produtos agropecuários.

(1) Trabalho apresentado no V Congresso Brasileiro de Avicultura realizado em Fortaleza, CE, de 12 a 15 de junho de 1977 e na XV Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Economia Rural, em Viçosa, MG, de 18 a 21 de julho de 1977. Liberado para publicação em 12/07/77.

No Estado de São Paulo, principalmente, ela tem experimentado uma contínua evolução a partir da década de 60, quando se processou gradativamente a substituição das raças que integravam os plantéis.

Trabalhos de genética sintetizaram as características das aves de postura e de corte que, bem dosadas e em linhagens específicas, foram sendo introduzidas aos poucos no Estado, alterando radicalmente as condições de criação de aves destinadas à produção de ovos e de carne.

Outros setores acompanharam o progresso da produção de pintos de alta linhagem. Dentre eles destaca-se o de rações que, graças ao avanço tecnológico, vem paulatinamente alcançando bons níveis de qualidade, proporcionando, com menor consumo, elevado rendimento em carne e ovos.

Também práticas racionais de manejo adotadas na criação têm surtido efeitos os mais benéficos. Assim, esses fatores têm contribuído para formação do tripé em que se apóia a moderna criação de aves: genética, manejo e arraaçoamento.

Em São Paulo, essas modificações estruturais ocorridas e que propiciaram aumentos de produtividade fizeram da avicultura uma de suas principais fontes de renda. Somente o setor ovos, considerado isoladamente, alcançou em 1975 o sétimo posto dentre os produtos agropecuários de maior expressão na renda agrícola, com valor de Cr\$ 1.289,6 milhões. Computando-se o valor de corte (Cr\$ 993,7 milhões) ter-se-ia um total de Cr\$ 2.282,3 milhões passando o setor avícola a figurar em quarto lugar no valor de produção agrícola paulista.

Maior destaque dentro da avicultura brasileira deve ser atribuído ao Estado de São Paulo, pois aí se localiza o maior contingente de matrizes para corte e postura. Essa produção de matrizes, a nível nacional e estadual, pode ser visualizada nos quadros 1 e 2 e figuras 1, 2 e 3.

QUADRO 1. — Evolução da Produção de Matrizes, Brasil, 1969-75
(em unidade)

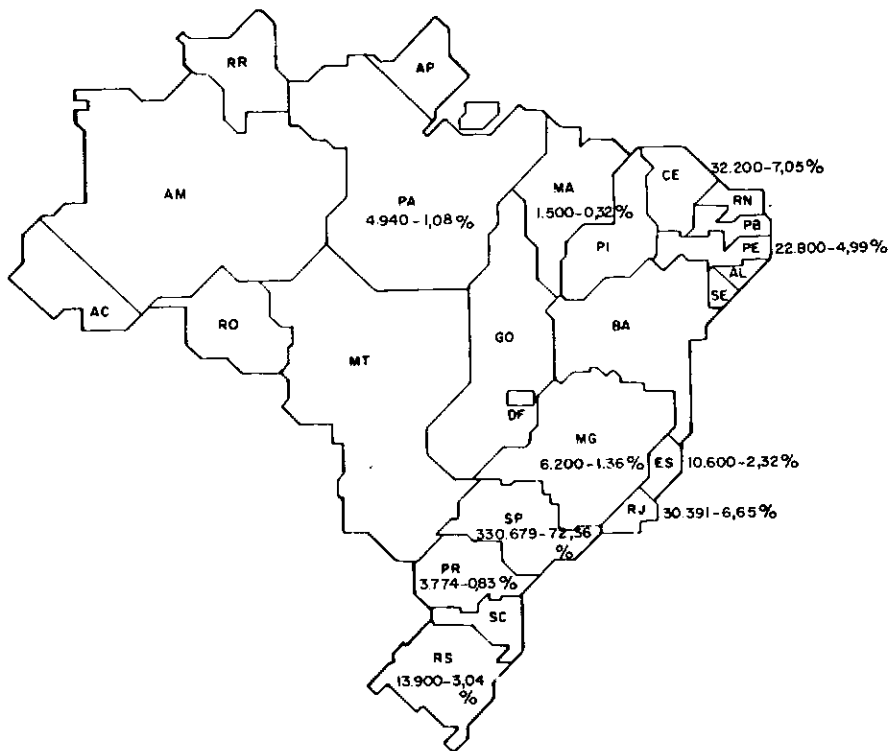
Ano	Matriz de postura de			Matriz de corte
	Ovo branco	Ovo vermelho	Total	
1969	565.900	135.000	701.600	2.470.700
1970	670.281	118.900	789.181	2.545.355
1971	606.650	161.763	768.413	3.114.463
1972	472.654	173.149	645.803	3.905.843
1973	516.489	115.644	632.123	3.907.234
1974	423.762	101.263	525.025	5.280.646
1975	456.984	125.920	582.904	4.727.338

Fonte: União Brasileira de Avicultura (UBA).

QUADRO 2. — Maiores Estados Criadores de Matrizes de Postura e Corte, Brasil,
1974-75

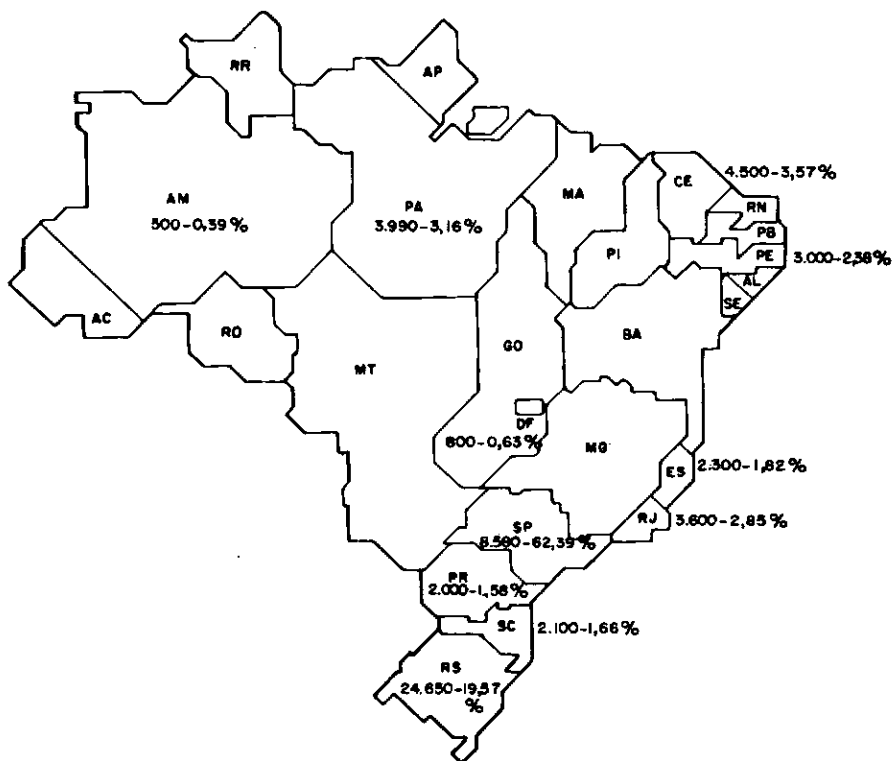
Linhagem	Estado	1974		1975	
		Quantidade (cabeça)	%	Quantidade (cabeça)	%
Corte	São Paulo	2.476.154	46,89	2.112.199	44,68
	Minas Gerais	522.740	9,89	600.281	12,70
	Santa Catarina	452.723	8,57	529.669	11,20
	R. G. do Sul	442.695	8,38	428.356	9,06
	Rio de Janeiro	415.210	7,86	295.650	6,23
Ovos	São Paulo	303.662	71,65	330.679	72,36
Branco	Ceará	23.600	5,56	32.200	7,05
	Rio de Janeiro	24.990	5,89	30.391	6,65
	Pernambuco	29.450	6,94	22.800	4,99
	Rio G. do Sul	8.960	2,11	13.900	3,04
Ovos	São Paulo	57.808	57,08	78.580	62,39
Vermelhos	R. G. do Sul	19.115	18,87	24.650	19,57
	Ceará	3.000	2,96	4.500	3,57
	Pará	1.600	1,58	3.990	3,16
	Rio de Janeiro	9.420	9,30	3.600	2,85

Fonte: Avicultura Brasileira, Fevereiro, 1976 (19).



Fonte: Avicultura Brasileira, Fevereiro, 1976 (19).

FIGURA 1. — Rebanho Reprodutor, Aves de Postura (Ovos Brancos), Brasil, 1975.



Fonte: Avicultura Brasileira, Fevereiro, 1976 (19).

FIGURA 2. — Rebanho Reprodutor, Aves de Postura (Ovos Vermelhos), Brasil, 1975.

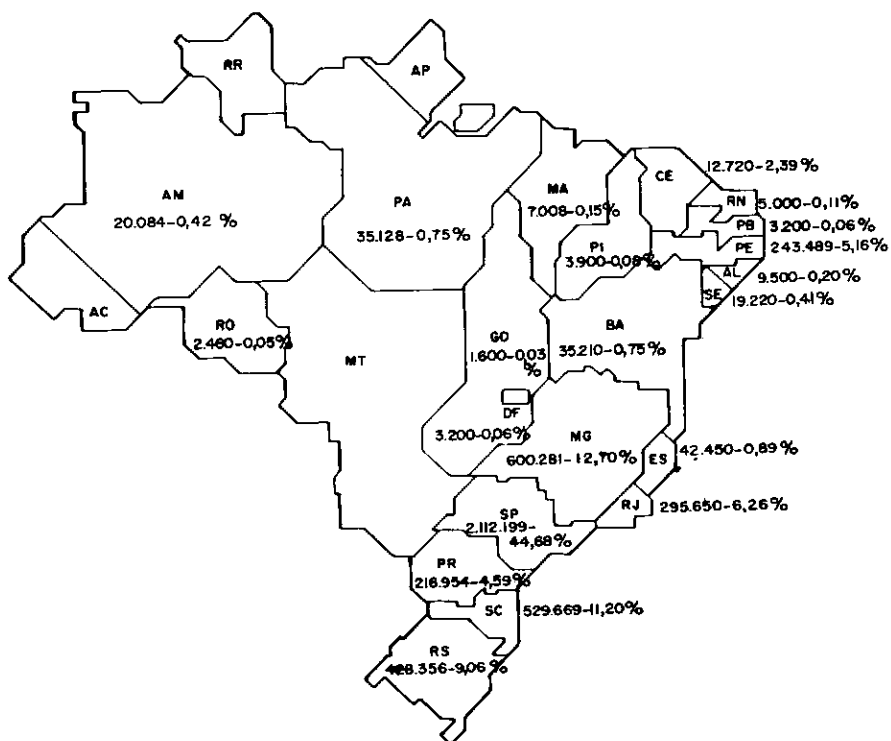
No ano de 1974, o Estado de São Paulo possuía um plantel de cerca de 361,5 mil matrizes de postura para um total de 525 mil no Brasil, ou seja, 69%. Essas matrizes proporcionaram uma produção comercial de aproximadamente 398 milhões de dúzias de ovos para o consumo.

Já em 1975, o total do Brasil era de 582.904 matrizes para postura, São Paulo participando com um total de 409.259 cabeças, ou seja, 70%.

No setor de corte foram alojadas, em 1975, no Brasil 4.727.338 matrizes, São Paulo alojando 2.112.199 desse total, ou seja, 45%.

Para este setor, em 1974, a produção brasileira foi estimada em 434 mil toneladas de carne de frango e o Estado de São Paulo contribuiu com cerca de 53% desse total, ou seja, 230 mil toneladas. O número de matrizes de corte para o Brasil se situou ao redor de 5,3 milhões de cabeças e São Paulo participou com 46,9%, ou seja, 2,4 milhões de aves (2).

(2) Dados originais do levantamento mensal efetuado pela União Brasileira de Avicultura (UBA).



Fonte: Avicultura Brasileira, Fevereiro, 1976 (19).

FIGURA 3. — Rebanho Reprodutor, Aves de Corte, Brasil, 1975.

No que diz respeito à produção, um dos principais problemas com que se depara a avicultura é a instabilidade de mercado, trazida principalmente em bruscas variações da oferta. Períodos de preços favoráveis são, em regra, prenúncio de um rápido crescimento da produção e posterior depressão do mercado. Esta situação tem ocasionado sensíveis prejuízos e desajustamentos ao setor, quer pela saída forçada de empresários e capitais, quer pelo desencorajamento a empreendimentos de maior vulto. A essas perdas deve-se acrescentar aquelas resultantes da insegurança para a concessão de financiamentos bancários, bem como o lento desenvolvimento de hábitos de consumo.

Alguns exemplos desses desajustamentos do setor podem ser indicados para a criação de frangos, mais sujeita aos mesmos. Em 1969, fatores negativos atuaram sobre a avicultura de corte e, como conseqüência de maior oferta, o preço do produto foi aviltado. Para o mês de junho, com o preço menor obtido no período não se cobria sequer os custos de produção (5).

No trabalho de PIVA et alli (18), a estrutura da produção avícola do Estado de São Paulo é a seguinte: para um total de 4.857 granjas, 2.840 se dedicam à exploração de aves de postura (58%), 1.483 se dedicam ao corte (31%) e apenas 534 efetuam a criação de aves de postura e corte (11%).

Outros desajustes ocorreram nos anos de 1970, 1971, 1972 e mesmo em 1974 e 1975 quando, com a entrada do produto da região de Santa Catarina, houve um desequilíbrio no mercado de carne de aves no Estado de São Paulo.

Já para o mercado de ovos, as crises são menos intensas, mas mesmo assim os reflexos se fazem sentir aos produtores. Numa análise retrospectiva dos fatos, calcada nas séries de preços de 1963 a 1975 e baseada ainda no comportamento dos preços dos últimos três anos, pode-se verificar que as crises não são concomitantes entre preços de ovo e de frango.

Esta pesquisa se propõe a determinar os padrões estacionais dos preços recebidos pelos avicultores no Estado de São Paulo e detectar evidências de possíveis sincronizações inversas na estacionalidade das séries de preços de ovo e de frango.

2 — HIPÓTESE

As distorções estacionais de preços de ovo e de frango trazem para os produtores problemas econômicos, não lhes permitindo estabilidade de ingresso monetário que seria desejável ao longo de todo o ano e proporcionando, mesmo, prejuízos em determinadas épocas.

A especialização dos produtores na criação de aves para postura ou para corte, como decorrência natural do progresso tecnológico no setor, não implica, entretanto, impossibilidade da condução conjunta das duas atividades, pois há muitos pontos coincidentes entre as mesmas.

A observação direta das séries de preços de frangos e de ovos permite levantar a suposição de que as flutuações nas mesmas não são diretamente coincidentes, havendo mesmo períodos em que são nitidamente inversas.

Propõe-se, então, a hipótese de que as variações estacionais das duas séries são inversamente correlacionadas e funcionalmente dependentes. Caso isto seja constatado, admitir-se-ia, "coeteris paribus", a possibilidade de maior estabilidade nos ingressos monetários de uma empresa que conduza as duas atividades econômicas em conjunto.

3 — REVISÃO DE LITERATURA

A revisão de literatura compreenderá duas fases: a primeira se destinará a ordenar os trabalhos efetuados, no Estado de São Paulo, referentes à análise econômica da avicultura propriamente dita e a segunda, a um conhecimento bibliográfico dos trabalhos metodológicos a respeito de variação estacional, principalmente ligados à parte avícola.

3.1 — Trabalhos Básicos

Desde o primeiro número de Agricultura em São Paulo (1951) vem sendo acompanhada a evolução econômica do setor avícola no Estado de São Paulo, com maior ênfase na produção e comercialização de ovos (20).

A medida que a avicultura tomava maior incremento, estudos mais analíticos foram efetuados pelos técnicos do IEA, mensalmente, com referência a preços de ovos e aves.

A partir de 1960, BARROS (2), FREITAS (10, 11, 12) e CRISCUOLO (5, 6, 7, 8) efetuaram análise mais completa da situação da avicultura, com vistas à produção e comercialização de aves e ovos. Os itens abordados nesses estudos se referem a: renda avícola (setor ovos) e sua participação na renda global da avicultura, comercialização de ovos, preços de ovos recebidos pelo produtor, atacado e varejo, preço de ração e preço no varejo de frangos e galinhas.

Outros trabalhos de BARROS (3) e CRISCUOLO (9) estudaram, além dos itens já enumerados acima, índices comparativos da avaliação da avicultura paulista, com a aplicação da relação ovo-ração e sua análise nos diversos estágios da evolução que se processou no setor ovos no período 1968-73.

Problemas outros de classificação e preços no mercado de São Paulo foram analisados para ovos em trabalho elaborado por BRANDT et alii (4).

Todos esses trabalhos analisaram preços e situação do mercado para aves e ovos. Mais recentemente, PIVA et alii (18) efetuaram análise global da avicultura no Estado de São Paulo, para o ano de 1973, com estudos a respeito do plantel avícola, mão-de-obra utilizada, uso do crédito, composição da renda do empresário, existência de abatedouros, dados de abate e esterco produzido. Foi efetuada, também, tentativa de interpretação econômica da evolução de preços e quantidades. As granjas de postura e corte foram estudadas quanto ao número de aves, tamanho do empreendimento, nível de tecnologia, coeficiente técnico e destino da produção.

3.2 — Variação Estacional

No que diz respeito à variação estacional propriamente dita, para avicultura, o primeiro trabalho que abordou o assunto foi o de PEREIRA et alii (17), analisando a variação estacional dos preços recebidos pelos produtores de ovos e da produção comercializada por seis grandes firmas no período 1954-62, utilizando-se da técnica das médias móveis de 12 meses.

No trabalho foi indicado que, para preços de ovo, o padrão estacional se apresenta bem definido e que o índice de variação estacional médio tem seu máximo em julho e o mínimo em setembro.

Em 1969, HOFFMANN (15) analisou a variação estacional do preço de ovo no Estado de São Paulo, utilizando-se da média geométrica dos índices estacionais para determinação dos padrões; os níveis de preços foram analisados no atacado e varejo nos períodos 1955-62 e 1961-68 para ambos, concluindo que houve, entre os dois períodos analisados, uma diminuição na amplitude da variação estacional do preço de ovo, devendo-se isto à evolução técnica por que passou a avicultura (linhagens específicas, manejo e arraçoamento) e indicando também que a amplitude da variação estacional do preço do ovo é maior no atacado que no varejo, principalmente no período 1961-68, refletindo, assim, maior flexibilidade dos preços no atacado.

Conclui também que, em julho, o índice sazonal do preço pago ao produtor de ovo sofre diminuição em função do aumento da produção, e que o valor mínimo é obtido em setembro.

Em 1970, ARRUDA e CRISCUOLO (1) efetuaram estudo da dinâmica do padrão estacional de preços de ovo recebidos pelos produtores e acoplaram-no com uma extrapolação dos índices estacionais de acordo com modificações ocorridas nos períodos analisados de 1954-59 e 1960-68.

Concluíram que a amplitude dos índices estacionais dos preços de ovo recebidos pelos avicultores no Estado de São Paulo, para 1960-68, foi menor que a obtida para 1954-59, além de apresentar maior homogeneidade em relação ao índice médio, evidenciando a ocorrência da evolução técnica naquele período, indicando também, pela análise dos índices estacionais, uma bem definida diminuição progressiva da amplitude.

Quanto ao preço de carne de ave (frango e galinha), estudos da FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (2, 3) determinaram os índices estacionais para diversos estados do Brasil, inclusive São Paulo onde os dados relativos ao período 1966-69 indicaram ser julho o mês de menor índice do preço recebido pelos produtores. Já o estudo relativo ao período 1966-75 apontou o mês de maio como aquele em que o índice estacional atingiu ponto de mínimo. Em ambos os casos, entretanto, concluiu-se não haver um período

definido de índices acima ou abaixo da média (indicando maior ou menor produção), fato atribuído em parte à introdução de técnicas modernas de criação de frangos de corte.

MENDES (5), na análise que efetuou da estacionalidade de preços de frangos e ovos recebidos pelos avicultores paranaenses, nos períodos de 1966-74 para frangos e 1968-74 para ovos, observou que os índices destes últimos são superiores à média anual nos meses de abril a agosto, com um valor máximo em julho. Os índices de frangos estão acima da média anual nos meses de setembro, outubro e novembro, após atingir um mínimo em julho.

Constatou que as amplitudes de variações dos padrões para ovo estavam se tornando mais suaves nos últimos anos, o que se explicou ser uma decorrência da introdução de raças melhoradas de poedeiras, com menor alteração na sua postura.

Para frango, entretanto, os padrões médios não estavam se tornando mais suaves, como se espera, à medida que as estruturas de produção e comercialização se aperfeiçoam.

4 — METODOLOGIA

4.1 — Material

Foram utilizadas as séries de preços médios mensais de ovo e frango recebidos pelos produtores, coletadas pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, no período de 1963-75 (quadros 3 e 4).

4.2 — Métodos

Em essência, são empregadas duas metodologias: uma para determinação dos padrões estacionais de preços de ovo e de frango e outra para comparar e relacionar os dois padrões.

4.2.1 — Método para determinação do padrão estacional

O procedimento computacional consiste em estimar os índices estacionais para a série liberada da tendência por meio de médias móveis de 12 meses.

O uso de porcentagens, melhor que os desvios absolutos, é sempre desejável ao se trabalhar com séries nas quais a oscilação dos desvios tem variado bastante durante o período estudado, como é o caso da série de preços de frango.

Os padrões estacionais foram determinados pelas médias geométricas dessas porcentagens, mês a mês, e ajustadas para média quase igual a 100, por meio de um fator de correção.

4.2.2 — Método para aferição da correlação entre os padrões

Os métodos para aferir correlação foram idealizados para analisar séries de frequência e consistem em obter uma medida do grau de relação ou dependência que existe entre quantidades que são variáveis. Na determinação da correlação de dados históricos, entretanto, aparecem problemas que exigem estudos específicos, pois o detalhe particular da dependência das observações sucessivas faz mais difícil a aplicação de métodos estatísticos e tradicionais aos dados econômicos. Assim sendo, a decomposição da série em seus diversos componentes torna-se essencial, pois cada série é o resultado da combinação de um certo número de fatores que, na medida do possível, deverão ser tratados separadamente: tendência secular, flutuações cíclicas, flutuações estacionais e irregulares.

Um coeficiente de correlação baseado apenas em valores de tendência não teria grande significado; aplicado em relação aos valores originais das séries somente teria expressão no caso das mesmas não possuírem tendências seculares, variações cíclicas e estacionais.

Seu uso mais racional fica, pois, reduzido à comparação de duas ou mais séries no que se refere às flutuações cíclicas ou estacionais. Com os dados assim “destilados” será mais fácil a interpretação dos coeficientes que serão obtidos.

Muitas vezes, as duas séries podem diferir bastante quanto à amplitude das flutuações e torna-se difícil julgar o quanto estão intimamente sincronizadas ou o quanto divergem em seus pontos de retorno.

O procedimento mais satisfatório para a comparação das duas séries seria ajustá-las de sorte que tenham a mesma amplitude; a

QUADRO 3. — Preços Médios Mensais de Ovos Recebidos pelos Produtores no Estado de São Paulo, 1963-75

(em Cr\$/dz.)

Mês	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Jan.	0,17	0,22	0,36	0,56	0,71	0,80	1,02	1,06	1,28	1,43	1,73	2,77	2,92
Fev.	0,17	0,23	0,40	0,63	0,71	0,82	0,92	1,23	1,21	1,45	1,82	3,09	2,52
Mar.	0,18	0,29	0,47	0,71	0,76	0,98	1,05	1,35	1,43	1,65	2,07	3,09	3,17
Abr.	0,19	0,29	0,52	0,77	0,79	0,99	0,97	1,26	1,55	1,73	2,41	3,44	3,39
Mai.	0,20	0,26	0,51	0,63	0,82	1,03	1,26	1,37	1,59	1,47	2,34	3,28	3,51
Jun.	0,22	0,28	0,57	0,72	0,87	1,18	1,17	1,43	1,71	1,53	2,52	2,96	3,66
Jul.	0,22	0,28	0,60	0,68	0,85	1,08	1,15	1,39	1,45	1,83	2,61	3,09	4,06
Ago.	0,21	0,28	0,55	0,57	0,75	0,94	1,12	1,31	1,28	1,80	2,66	3,06	3,34
Set.	0,18	0,25	0,53	0,58	0,68	0,88	1,00	1,24	1,28	1,57	2,69	2,74	3,06
Out.	0,19	0,27	0,60	0,56	0,79	0,91	1,08	1,28	1,23	1,59	2,68	2,44	3,16
Nov.	0,22	0,29	0,60	0,59	0,73	0,94	1,05	1,32	1,24	1,73	2,68	2,43	3,61
Dez.	0,22	0,31	0,56	0,61	0,80	1,05	1,10	1,30	1,31	1,71	2,81	2,41	3,79
Média	0,20	0,27	0,52	0,63	0,77	0,97	1,07	1,29	1,38	1,63	2,42	2,90	3,35

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 4. — Preços Médios Mensais de Frangos Recebidos Pelos Produtores no Estado de São Paulo, 1963-75
(em Cr\$/kg)

Mês	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Jan.	0,22	0,31	0,60	0,97	1,18	1,24	1,39	1,89	1,87	2,53	3,07	5,47	4,29
Fev.	0,24	0,29	0,68	0,96	1,16	1,34	1,33	1,64	1,52	2,47	3,17	5,66	4,08
Mar.	0,22	0,32	0,69	0,95	1,07	1,33	1,84	1,67	1,86	2,38	3,15	4,01	4,22
Abr.	0,25	0,32	0,72	0,93	1,06	1,32	1,63	1,54	2,03	2,37	3,28	4,46	4,26
Mai.	0,26	0,36	0,79	0,90	1,09	1,34	1,51	1,60	2,27	2,01	3,14	3,71	4,85
Jun.	0,26	0,38	0,77	1,06	1,20	1,44	0,94	2,20	2,50	2,35	3,24	3,85	4,85
Jul.	0,24	0,37	0,74	1,14	1,30	1,50	1,02	2,05	2,15	2,36	3,54	3,79	4,77
Ago.	0,23	0,44	0,74	1,01	1,27	1,48	1,14	2,23	2,29	2,89	4,31	4,28	5,03
Set.	0,26	0,54	0,79	1,03	1,26	1,51	1,11	2,12	2,66	3,09	4,68	4,48	5,71
Out.	0,28	0,58	0,83	0,91	1,11	1,59	1,19	2,23	2,52	2,65	4,62	4,37	6,22
Nov.	0,35	0,54	0,93	0,97	1,12	1,58	1,40	2,32	2,54	2,68	4,68	4,10	6,74
Dez.	0,38	0,58	1,00	0,95	1,21	1,59	1,91	2,14	2,34	3,18	5,04	4,63	6,48
Média	0,27	0,42	0,77	0,98	1,17	1,44	1,37	1,97	2,21	2,58	3,83	4,40	5,12

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

medida usualmente escolhida para este caso é o desvio-padrão. A fórmula de correlação de Pearson do momento-produto seria a mais indicada para calcular o quanto estão associados matematicamente os índices estacionais de preços de ovo e de frango.

Para facilidade de comparação, deve-se, primeiramente, converter os índices médios em desvios percentuais do normal por subtração de 100. Posteriormente, cada série será expressa em unidades do desvio-padrão.

A correlação será dada pela fórmula:

$$r = \frac{1}{n} \sum \frac{x}{\sigma_x} \cdot \frac{y}{\sigma_y}$$

onde r é o coeficiente de correlação; n o número de observações; x o desvio do índice estacional de preços de frango sobre a média-móvel-tendência; y idem para preço de ovo.

Se o vínculo funcional existente entre as variáveis que caracterizam um dado fenômeno puder ser expresso sob uma forma analítica, essa dependência entre os índices das duas séries será relacionada considerando-se “ r ” como sendo a inclinação da linha de estimação quando cada série é expressa em termos de seu próprio desvio-padrão, isto é, $b = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$. Obter-se-ia, desta forma, para cada mês, a equação:

$$y = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x$$

onde y representa os desvios do índice estacional de preços de ovo com respeito à média-móvel-tendência e x os de frango.

O erro-padrão da estimativa seria dado pela fórmula:

$$\sigma_{y\hat{}} = \pm \sigma_y \sqrt{1 - r^2}$$

que determinaria os limites dentro dos quais deveriam estar 68% das observações esperadas.

5 — ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 — Ovo

Os índices estacionais médios dos preços recebidos pelos produtores de ovo, relativos ao período 1963-75 (quadro 5), apresentaram máximos nos meses de junho e abril e mínimos em setembro e outubro.

Na figura 4 são visualizados o padrão estacional para o período e respectivos limites, superior e inferior, calculados através do índice de irregularidade (desvio-padrão dos índices em torno das respectivas médias mensais).

QUADRO 5. — Índices Estacionais Médios de Preços Recebidos pelos Produtores de Ovo e Frango, Estado de São Paulo, 1963-75

Mês	Ovo			Frango		
	Índice estacional médio	Limite superior	Limite inferior	Índice estacional médio	Limite superior	Limite inferior
Jan.	95,23	100,03	90,06	103,73	114,32	94,12
Fev.	95,80	102,77	89,30	99,12	113,03	86,92
Mar.	107,70	113,12	102,54	98,68	109,74	88,74
Abr.	110,45	118,77	102,71	96,92	106,01	88,61
Mai.	107,54	114,86	100,68	95,15	106,14	85,30
Jun.	110,94	119,57	102,93	97,43	111,28	85,32
Jul.	108,27	111,72	104,93	95,63	107,54	85,04
Ago.	99,43	105,78	93,46	99,78	110,37	90,21
Set.	90,82	96,07	85,85	103,60	115,15	93,21
Out.	91,77	97,81	86,11	100,45	110,19	91,58
Nov.	92,35	97,59	87,40	102,67	111,66	94,41
Dez.	93,21	98,42	88,27	107,58	120,26	96,23

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

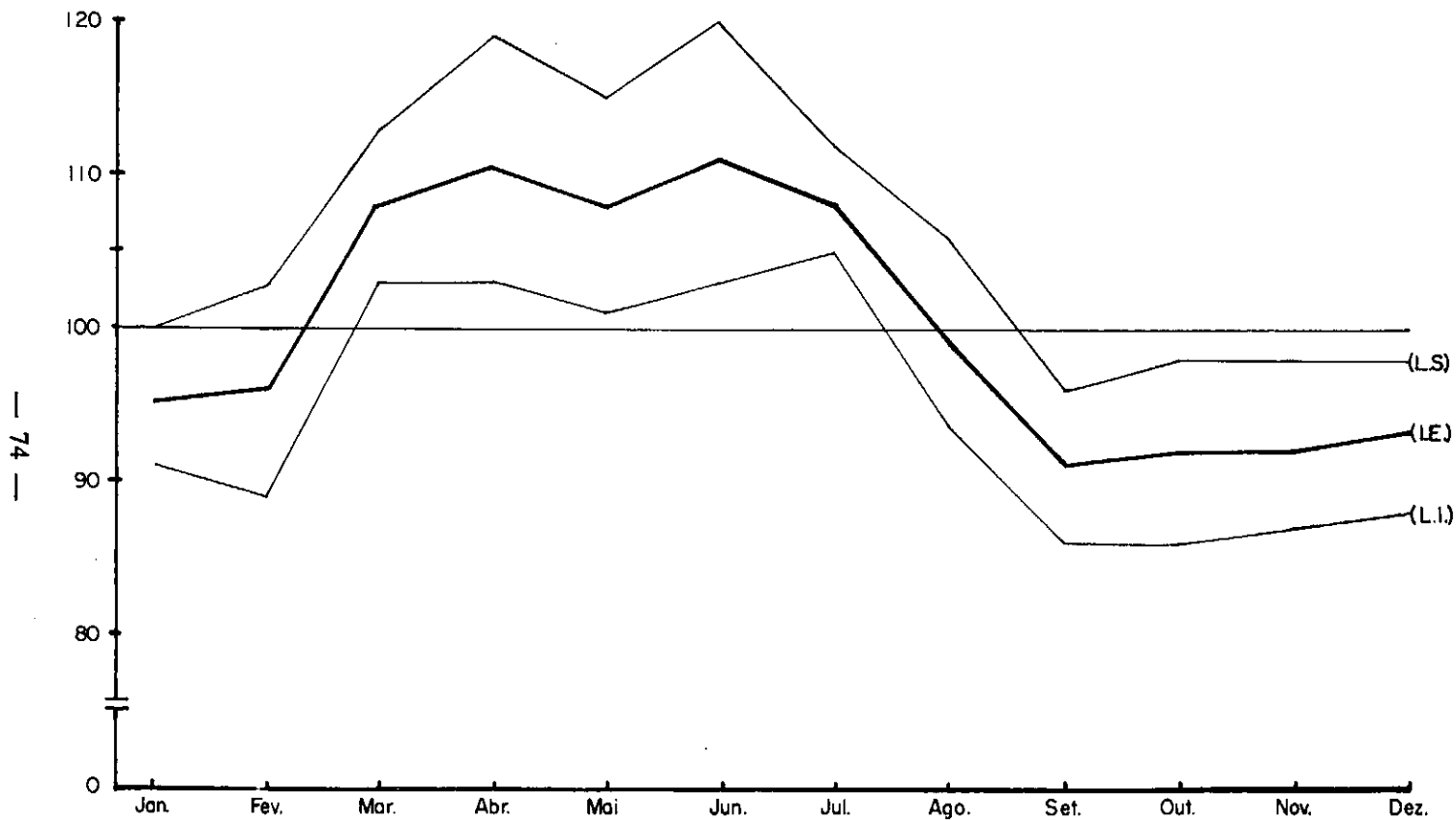


FIGURA 4. — Padrão Estacional dos Preços Médios Recebidos pelos Produtores de Ovo no Estado de São Paulo, 1963-75.

5.2 — Frango

O padrão estacional dos preços de frango recebidos pelos criadores, em idêntico período ao analisado para ovo, indica máximo em dezembro e mínimo em maio (quadro 5).

Na figura 5 são indicados os índices estacionais e os limites superiores e inferiores.

5.3 — Comparação dos Padrões

No padrão estacional de ovo, a variabilidade dos índices em torno das respectivas médias é menor do que a observada no caso do frango; isto se justifica pela maior instabilidade de oferta no mercado deste último, onde os ajustes de produção são mais rápidos.

Entretanto, o padrão estacional dos preços de frango apresenta amplitudes menores do que aquelas observadas para o padrão de preço de ovos, o que pode indicar que as flutuações violentas dos índices de preços de frango tendem a se compensar, ano a ano.

Na figura 6, onde são superpostos os padrões estacionais de frango e ovo, observa-se nitidamente uma sincronização inversa entre os dois, mais evidente nos meses de fevereiro a outubro, isto é, em 9 meses do ano.

A aplicação do método de Pearson às duas séries de índices estacionais médios (sendo o desvio-padrão da série de frango $\sigma_x = \pm 3,57$ e para a série de ovo $\sigma_y = \pm 7,69$) resultou num coeficiente de correlação de $-0,83$ (quadro 6), valor bastante aproximado do esperado de uma correlação inversa ideal, que seria de -1 .

A relação funcional entre os índices das duas séries foi determinada, para cada mês, como sendo, em média.

$$y = -1,79 x$$

onde y representa o desvio do índice estacional de preço de ovo sobre a média móvel-tendência e x o de preços de frango.

O erro-padrão dessa estimativa seria $\sigma_{y_8} = \pm 4,31$.

QUADRO 6. — Correlação dos Índices Estacionais de Preços de Frango e de Ovo (1963-75) Ajustados quanto à Amplitude pelo Método do Momento-Produto

Mês	Desvio percentual índice de frango X	$\frac{X}{\sigma_X}$	Desvio percentual índice de ovo Y	$\frac{Y'}{\sigma_Y}$	$\frac{X}{\sigma_X} \cdot \frac{Y}{\sigma_X}$
Jan.	3,73	1,04	-4,77	-0,62	-0,64
Fev.	-0,88	-0,25	-4,20	-0,55	-0,14
Mar.	-1,32	-0,37	7,70	1,00	-0,37
Abr.	-3,08	-0,86	10,45	1,34	-1,15
Mai.	-4,85	-1,36	7,54	0,98	-1,33
Jun.	-2,57	-0,72	10,94	1,42	-1,02
Jul.	-4,37	-1,22	8,27	1,08	-1,32
Ago.	-0,22	-0,06	-0,57	-0,07	0,0042
Set.	3,60	1,01	-9,18	-1,19	-1,20
Out.	0,45	0,13	-8,23	-1,17	-0,14
Nov.	2,67	0,75	-7,65	-0,99	-0,74
Dez.	7,58	2,12	-6,79	-0,88	-1,87
Total					-9,9158
Média					-0,83

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

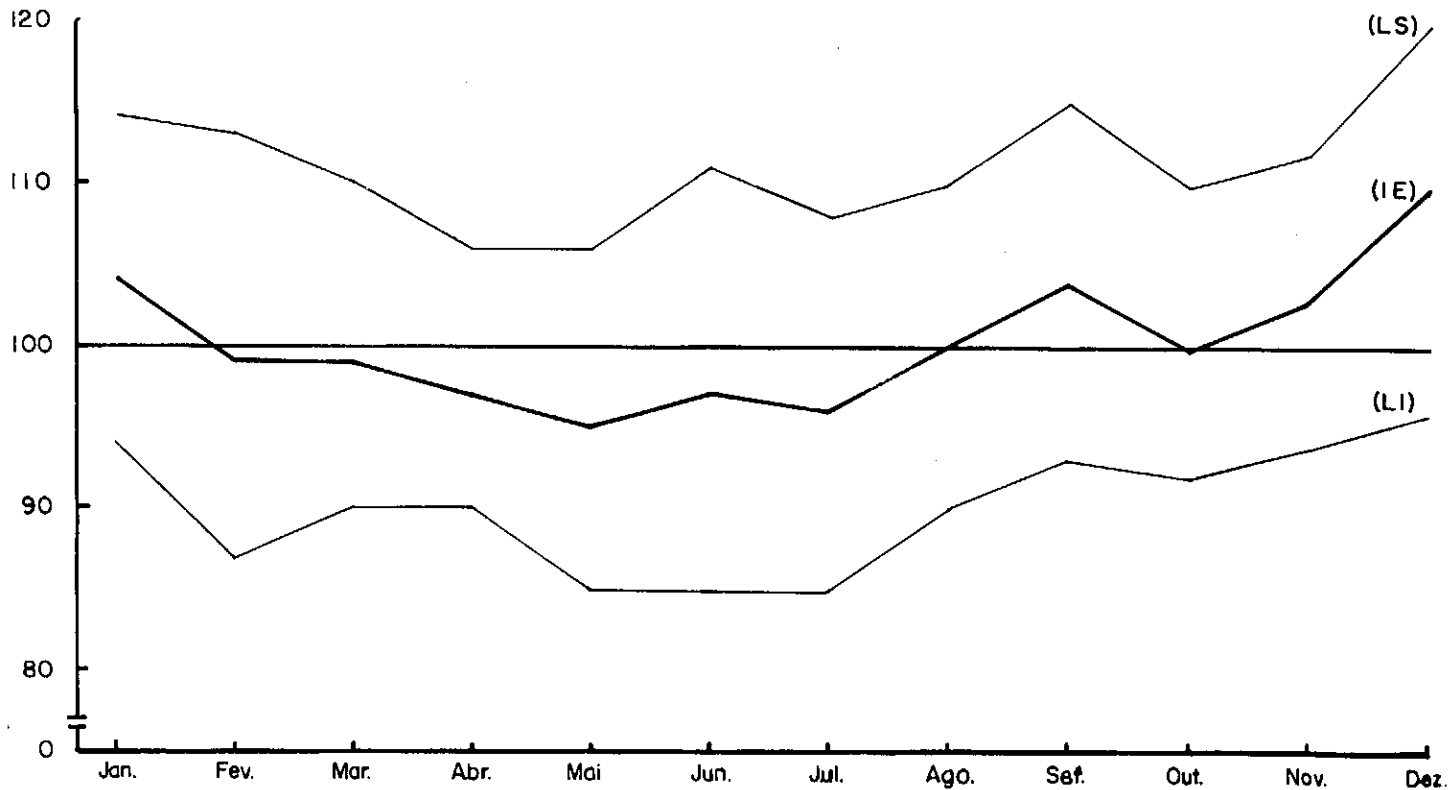


FIGURA 5. — Padrão Estacional dos Preços Médios Recebidos pelos Produtores de Frango no Estado de São Paulo, 1963-75.

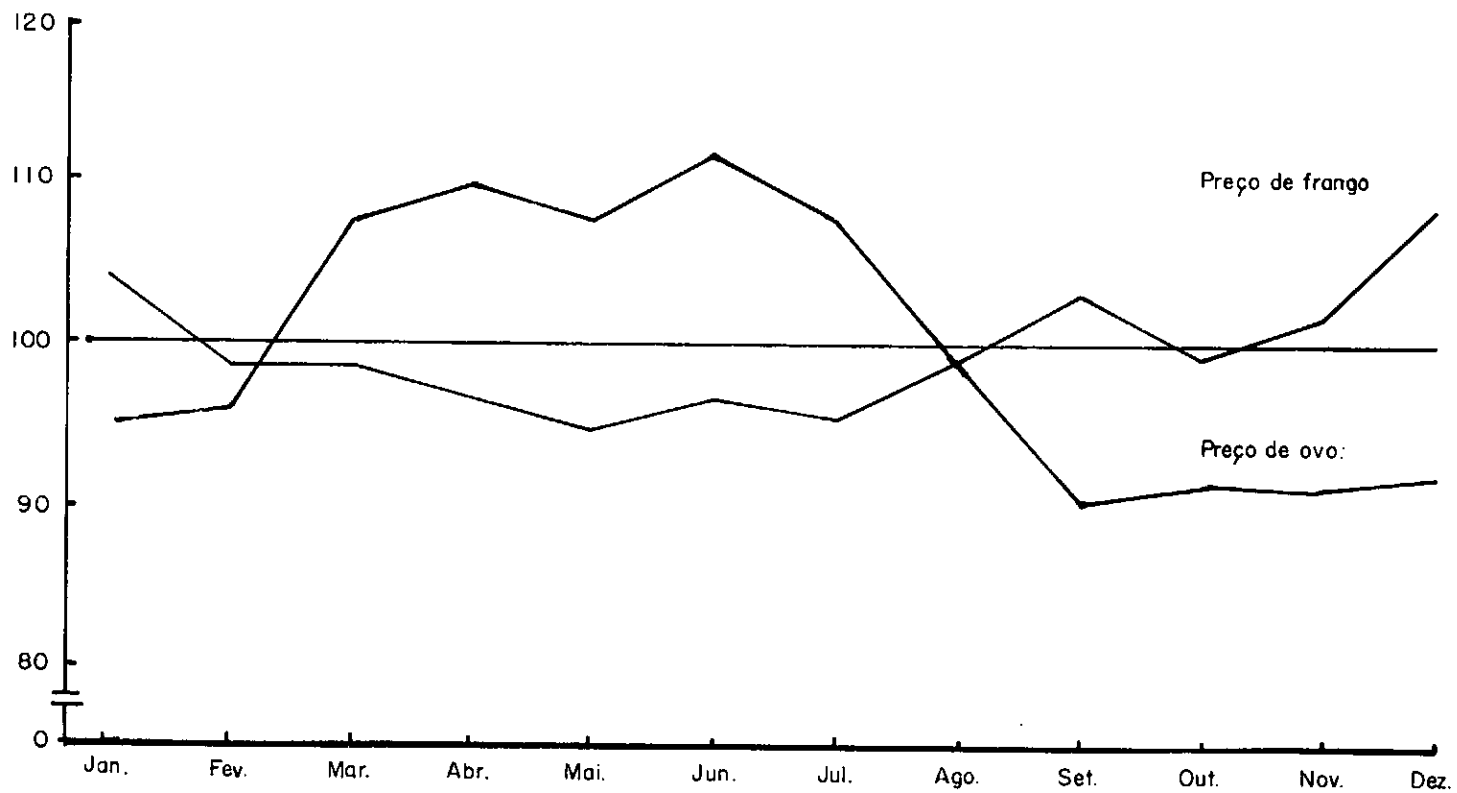


FIGURA 6. — Índices Estacionais Médios de Preços de Ovo e Frango, 1963-75.

Esta equação significa que uma variação de uma unidade de desvio do índice estacional de preços de frango (x) em relação ao normal ($= 100$) vem acompanhada, em média, de um desvio, em sentido contrário, de 1,79 unidades do índice de preços de ovo (y).

Na figura 7 tem-se o diagrama de dispersão dos índices estacionais das duas séries, em unidades de seus próprios desvios-padrão.

6 — CONCLUSÕES

Face aos estudos efetuados, a hipótese estabelecida indicou evidências que sugerem necessidade da continuidade desse estudo a nível de empresa, devendo-se utilizar as granjas que se dedicam à criação de aves para corte e ovos e que representaram, em 1973, cerca de 11% do total das granjas do Estado de São Paulo (18); detectar-se-ia, dessa forma, numa comparação com as granjas especializadas na produção isolada de ovos ou frangos, um melhor desempenho econômico.

A indicação de política para o setor avícola, com base na hipótese analisada, é que os avicultores atentem para a possibilidade de usufruir de maior estabilidade econômica, criando simultaneamente aves de linhagem de corte e postura.

Se, após os estudos complementares propostos, a hipótese for ratificada, os estabelecimentos que atuam no setor poderão oferecer financiamento a criações conjuntas, já que o retorno do investimento oferecerá menor risco.

Como ressalva, lembra-se que a criação conjunta deve sempre atender a requisitos sanitários, inerentes à criação de aves de postura e corte.

Da análise realizada conclui-se que:

- a) os índices estacionais dos preços de ovo apresentaram máximo em junho e abril e mínimo em setembro e outubro;
- b) para os preços de frango os índices apresentaram máximo em dezembro e mínimo em maio;
- c) a correlação obtida entre os índices estacionais médios de ovo e frango foi de $- 0,83$, o que indica uma alta correspondência inversa entre os mesmos;

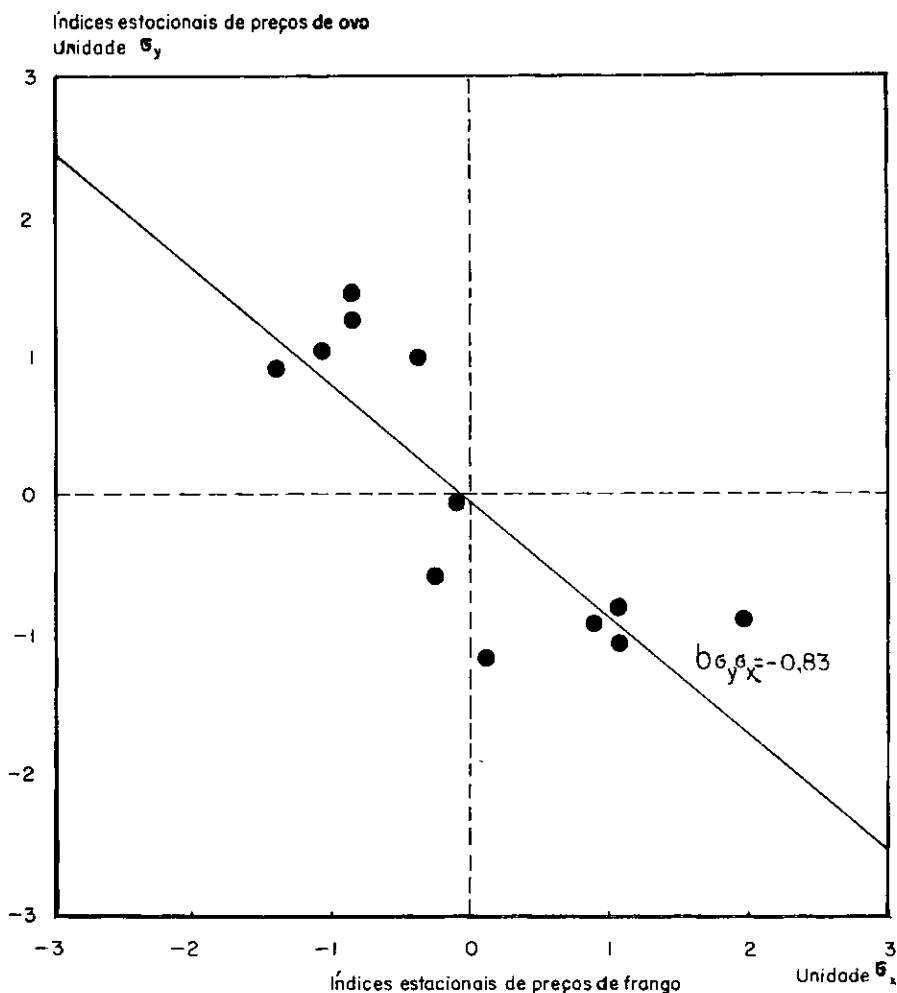


FIGURA 7. — Índices Estacionais Médios de Preços de Ovo e Frango, 1963-75.

- d) o vínculo funcional existente entre os índices estacionais médios de preços de ovo e de frango, para cada mês, pode ser expresso sob a forma analítica: $y = -1,79 x$, onde a variável dependente representa o desvio do índice estacional de preços de ovo sobre a média-móvel-tendência, e a variável independente, o de frango; o erro-padrão de estimativa é $\pm 4,31$; e

- e) face aos resultados obtidos, a hipótese estabelecida indicou evidências que sugerem a continuidade de estudos a nível de empresas que se dedicam à criação concomitante de aves para corte e postura.

A STRATEGY OF INCOME STABILIZATION FOR THE POULTRY
SECTOR IN THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

The purpose of this study is to determine seasonal indexes for egg and broiler prices, at the farm level, in the State of São Paulo, Brazil, from 1963 to 1975 and to verify the hypothesis of negative correlation and to estimate, under the analytical form, the functional link that exists between these series.

The study showed maximum indexes for eggs in June and April and minimum in September and October. For broilers, the maximum was in December and the minimum, in May.

The correlation between the indexes for broilers and eggs was -0.83 . The average functional relationship for the period was $y = -1,79x$, where y is the deviation of the index of egg price over the normal and, the deviation of the index of broiler prices. The standard deviation was $\pm 4,31$.

To verify the accuracy of the hypothesis, additional studies are proposed. The producers have been advised to look at the possibility of raising both broilers and eggs in order to achieve economic stability.

Also, lines of credit should be created to develop the suggested system.

LITERATURA CITADA

1. ARRUDA, Maria de Lourdes do C. & CRISCUOLO, Paulo D. Uma previsão para o padrão estacional dos preços de ovos. *Agric. em São Paulo*, 17 (1/2):21-42, jan./fev. 1970.
2. BARROS, Mauro de S. Situação da avicultura. *Agric. em São Paulo* 7 (1): 89-96, jan. 1960.
3. ———, Relação de preços ovo-ração em São Paulo. *Agric. em São Paulo*, 7 (5):25-29, maio 1960.
4. BRANDT, Sergio Alberto et alii. Classificação e preços de ovos de granja no mercado de São Paulo. *Agric. em São Paulo*, 17 (5/6):1-2, maio/jun. 1970.
5. CRISCUOLO, Paulo David. Ainda falta segurança à avicultura de corte. *Avicultura Bras.*, 7 (75):5-6, mar. 1970.

6. ————. Situação da avicultura no período de 1959 a 1963. *Agric. em São Paulo*, 11 (7):49-58, jul. 1964
7. ————. Situação da avicultura. *Agric. em São Paulo*, 11 (8/12):65-69, ago./dez. 1964.
8. ————. Situação da avicultura, 1964. *Agric. em São Paulo*, 12 (5/6):67-72, mai./jun. 1965.
9. ————. Balanço da avicultura paulista, 1965-1966. *Agric. em São Paulo*, 14 (7/8):29-42, jul./ago. 1967.
10. FREITAS, Claus F. T. de Situação da avicultura: situação dos preços de ovos e aves. *Agric. em São Paulo*, 7 (4):41-44, abr. 1960.
11. ————. Situação da avicultura. *Agric. em São Paulo*, 7 (7):49-55, jul. 1960.
12. ————. Situação da avicultura: baixa nos preços de ovos e alta nos de aves. *Agric. em São Paulo*, 7 (10):49-52, out. 1960.
13. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Variações estacionais na produção agropecuária*. Rio de Janeiro, 1971.
14. ————. *Variações sazonais 10 anos*. Rio de Janeiro, 1977. 246p.
15. HOFFMANN, Rodolfo. *Variação estacional dos preços de produtos agropecuários no Estado de São Paulo*. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1969. 184p. (tese de M.S.).
16. MENDES, J.T.G. Análise da estacionalidade dos preços de produtos agropecuários no Estado do Paraná — 1966/75. *R. Paran. Des.*, (52):9-48, jan./fev. 1976.
17. PEREIRA, Ismar F.; CRISCUOLO, Paulo D.; AMARO, Antonio A. Comercialização de carne nos frigoríficos e matadouros do Estado de São Paulo: bovinos, suínos e aves. *Agric. em São Paulo*, 12 (7/8):1-104, jul./ago. 1965.
18. PIVA, Luiz H. O. et alii. Avicultura na economia agrícola de São Paulo. *Agric. em São Paulo*, 22 (1/2):305-40, 1975.
19. PRODUÇÃO de matrizes garante o crescimento da avicultura em 76. *Avicultura Bras.*, 13 (146):14-18, 1976.
20. SÃO PAULO. SECRETARIA DA AGRICULTURA. Departamento da Produção Vegetal. Divisão de Economia Rural. Situação da pecuária. *Agric. em São Paulo*, 1 (1):15-16, abr. 1951.

A FORÇA DE TRABALHO VOLANTE NA
AGRICULTURA PAULISTA (1)

José Garcia Gasques (2)

Rubens Valentini (3)

Marshall A. Martin (4)

Antônio Augusto B. Junqueira

A estimativa de equações de oferta e de demanda de mão-de-obra volante, baseada na aplicação de modelos simultâneos, foi realizada para melhorar os conhecimentos do mercado de trabalho não qualificado na agricultura paulista.

Considerando-se como variável dependente a quantidade de mão-de-obra volante empregada no Estado de São Paulo, e como variáveis independentes o seu salário diário real, a tendência expressa em meses, o salário diário do trabalhador residente, o índice de paridade entre agricultura e indústria, o preço de tratores, o índice de safras (área cultivada), e o salário mínimo vigente na Cidade de São Paulo, chegou-se às seguintes conclusões:

- a) — o salário no meio urbano exerce atração sobre o volante;
- b) — nem todo contingente de trabalhador volante tem encontrado oportunidade de emprego na área urbana, voltando a trabalhar na agricultura;
- c) — para reter parte do trabalhador volante, a agricultura tem elevado mais que proporcionalmente seu salário;
- d) — em termos de salário diário, o do volante é, aparentemente, mais elevado que o salário mínimo, mas o volante não tem emprego regular o ano todo e não se beneficia das leis traba-

(1) Trabalho parcialmente extraído da dissertação do primeiro autor "Oferta e Demanda de Volante no Estado de São Paulo" (2), para obtenção do título de Mestre pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, sob orientação do Prof. Rubens Valentini. Liberado para publicação em 16/08/77.

(2) Professor Assistente do Departamento de Economia Rural da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, de Jaboticabal, da Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (UNESP).

(3) Professor Assistente Doutor do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo (USP).

(4) Professor Assis. ante da Universidade de Purdue, Indiana, Ohio, USA.

lhistas. Isso faz com que a sua renda média anual e sua segurança de emprego sejam bastante instáveis; e

- e) — a elevada flexibilidade de trabalhadores não qualificados, na ausência de organismos representativos de classe, proporciona o aviltamento das condições de trabalho dessa parte da população ativa.

1 — INTRODUÇÃO

O processo de desenvolvimento dos setores urbanos e as transformações tecnológicas ocorridas na agricultura, através da introdução em larga escala de máquinas e outros insumos, parecem não só ter provocado consideráveis mudanças na estrutura de produção da economia brasileira, mas também colaborado para estabelecer alguns desajustamentos na oferta e demanda de trabalho.

No Estado de São Paulo a introdução de máquinas agrícolas de vários tipos, a aplicação de técnicas de produção mais modernas e a transformação de parte das terras de lavoura em pastagem, foram algumas práticas bastante usadas no âmbito da produção agrícola. Deste modo, a diminuição da procura de trabalho, em termos relativos e absolutos, deve ter provocado um excesso relativo de mão-de-obra no meio rural. Parte dos serviços do fator trabalho passou a ser demandada somente em algumas épocas do ano, quando se intensificam as atividades agrícolas, enquanto outra parte foi substituída por outros fatores de produção.

O emprego de mão-de-obra temporária generalizou-se por todo o Estado de São Paulo. São os chamados volantes, trabalhadores assalariados que moram nos arredores das cidades, mas oferecem seus serviços para os trabalhos do campo.

No período de 1964 a 1970, o número de volantes passou de 226 mil para 350 mil, correspondendo, portanto, a um acréscimo relativo de 55% (10). Em contrapartida, a força de trabalho agrícola total sofreu uma queda de cerca de 20% (11). Em termos relativos, os volantes correspondem hoje a cerca de 30% da força de trabalho agrícola no Estado de São Paulo.

É importante ressaltar que a mão-de-obra volante parece ser um produto não apenas de transformações ocorridas na estrutura

da produção agrícola, mas também causada pela instituição da legislação social no meio rural nos anos de 1963 e 1964 (5). Nos anos de 1964 a 1966 é que se observaram as maiores taxas de crescimento do contingente de volantes no Estado de São Paulo.

A existência de trabalhadores volantes e o seu peso no mercado de trabalho agrícola evidenciam alguns desajustamentos no mercado de trabalho. Indicam, por um lado, as transformações tecnológicas e estruturais que vêm ocorrendo na agricultura paulista; e por outro lado, o grande número de trabalhadores volantes sugere a insuficiência do desenvolvimento do mercado de trabalho urbano para absorver a mão-de-obra não qualificada.

O objetivo geral deste trabalho é contribuir para um melhor conhecimento do mercado de trabalho não qualificado, procurando identificar seus principais elementos econômicos. Este objetivo deverá ser atendido através do ajustamento de equações estruturais de oferta e demanda de mão-de-obra, especificadas com base na teoria econômica.

2 — METODOLOGIA E DADOS

O período coberto por esta pesquisa estende-se de novembro de 1969 a março de 1974.

A principal fonte de informações é o Instituto de Economia Agrícola, que realiza há alguns anos coletas sobre população e emprego rural no Estado. Os dados referentes ao salário mínimo, índices mensais do custo de vida e relações de troca na agricultura são da Fundação Getúlio Vargas (4, 5, 6).

O procedimento para se obter as estimativas das equações de oferta e demanda de trabalho volante baseou-se na aplicação de modelos de equações simultâneas. A justificativa para se utilizar modelos simultâneos baseia-se na pressuposição de que a oferta e a procura variam simultaneamente, determinando diferentes pontos de equilíbrio ao longo do período analisado(6). A estimativa dos parâmetros foi realizada pelo Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios, ou de Theil-Basman (7, 9).

(5) Em 1963 com o Estatuto do Trabalhador Rural e em 1964 com o Estatuto da Terra.

(6) Um estudo sobre os métodos estatísticos para determinação de curvas de oferta e procura é apresentado por LANGE (8).

2.1 — Formas Funcionais da Demanda e Oferta de Mão-de-Obra Volante e Definição das Variáveis.

Demanda:

$$\text{MOV} = f(\text{WV}, \text{T}, \text{D1}, \text{D2}, \text{D3}, \text{WR}, \text{PRPP}, \text{PTRAT}, \text{IPSF})$$

oferta:

$$\text{MOV} = g(\text{WV}, \text{WMIN}, \text{T}, \text{D1}, \text{D2}, \text{D3})$$

Supõe-se que, em um dado período, a quantidade demandada é igual à quantidade oferecida.

Nos modelos acima, as variáveis são:

MOV = Quantidade demandada de mão-de-obra volante no Estado de São Paulo. Considerou-se os homens e mulheres maiores de 15 anos de idade.

WV = Salário diário real da mão-de-obra volante. Foi estimado utilizando-se como deflator o índice do custo de vida em São Paulo, no mês correspondente, tendo como base: 1966=100

T = Tendência, expressa em meses. Abrange período de novembro de 1969 a março de 1974, sendo novembro de 1969=0 e março de 1974=52.

D1, D2 e D3 = Variáveis binárias para os meses de março, junho e novembro, respectivamente, considerando-se na forma logarítmica os valores 1 e 10. A presença dessas variáveis no modelo permite observar as variações estacionais de mão-de-obra nos diferentes períodos do ano.

WR = Salário diário, real, da mão-de-obra diarista residente. Foi estimado utilizando-se como deflator o índice do custo de vida em São Paulo nos meses correspondentes; base: 1966=100.

PRPP = Índice de paridade ou relação de trocas, entre agricultura e indústria, no Estado de São Paulo; base: 1966=100.

PTRAT = Preço de tratores em São Paulo, sendo que tais preços se referem ao trator Massey-Ferguson 44HP. Os valores reais foram estimados utilizando-se como deflator o índice de preços pagos pelos agricultores no Estado de São Paulo; base: 1960=100.

IPSF = Índice de previsão de safras no Estado de São Paulo; base: 1966=100. Este índice corresponde a uma estimativa da área plantada pelos agricultores nos meses de janeiro, março e novembro.

WMIN = Salário mínimo vigente na capital do Estado, em cruzeiros por dia. Para o cálculo dessa variável utilizou-se o mês de 25 dias de trabalho, incluindo-se o 13.º salário. Os valores do salário mínimo real foram obtidos pelo índice, no mês correspondente, do custo de vida em São Paulo, tendo como base: 1969=100.

O sistema de equações é composto por duas equações, com duas variáveis endógenas — a quantidade de mão-de-obra volante e o salário diário de volantes —; supõe-se que as demais variáveis sejam exógenas.

Da maneira como o modelo foi apresentado, a demanda é exatamente identificada e a oferta é superidentificada (7).

3 — APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados estatísticos para os coeficientes das equações estruturais são apresentados no quadro 1. Os modelos foram ajustados na forma logarítmica, nas quais os coeficientes das variáveis fornecem, diretamente, as elasticidades; a única exceção é a variável tendência (T), que foi ajustada na forma linear.

3.1 — Demanda

Os resultados dos testes estatísticos aplicados aos parâmetros da equação de demanda foram, em geral, significativos (8).

(7) Ver em JOHNSTON (7) e MARTIN & PEREZ (9) uma discussão das regras para determinar a identificação das equações em modelos de equações simultâneas.

(8) Ver em MARTIN & PEREZ (9) uma discussão das limitações dos testes estatísticos tradicionais, em modelos de equações simultâneas.

QUADRO 1. — Estimativas dos Modelos de Oferta e Demanda de Mão-de-Obra Volante no Estado de São Paulo, Nov/69 — Mar/74

Variáveis (1)	Coeficiente de Regressão e Erros Padrões (4)	
	Demanda	Oferta
T. Constante	3,727	9,409
WV	-1,436* (1,052)	2,979* (1,524)
WMIN	—	-10,205** (4,992)
T	0,0067* (0,0049)	-0,00548* (0,0045)
D ₁ (março)	-0,0061* (0,0047)	-0,0210** (0,01030)
D ₂ (junho)	-0,0135* (0,0044)	0,0261* (0,0219)
D ₃ (novembro)	-0,0135 (0,0046)	0,0092* (0,0079)
WR	-1,047* (0,662)	—
PRPP	1,586* (0,626)	—
PTRAT	-0,184 (0,515)	—
IPSF	0,0463 (0,1098)	—
R ² (2)	0,823	0,605
D — W (2)	2,226	2,155
Teste F (3)	4,6660***	3,067

(1) Todos os valores das variáveis foram transformados em logaritmos, exceto a tendência (T).

(2) O coeficiente R² e o teste D-W (Durbin-Watson) não são estritamente válidos na forma estrutural e devem ser interpretados com cuidado.

(3) Níveis de significância para o teste F: *** 5%, **** 1%.

(4) *O coeficiente de regressão é maior que o respectivo erro-padrão;

**O coeficiente de regressão é pelo menos duas vezes maior que seu erro padrão.

Os coeficientes de elasticidade-salário, na demanda mostra flexibilidade da quantidade demandada de mão-de-obra volante, frente às variações salariais no meio rural. O valor de - 1,44 para este coeficiente indica que, dado um acréscimo de 1% no salário de volantes, haverá, "coeteris paribus", uma diminuição de 1,44% na quantidade procurada de volantes.

O coeficiente da variável tendência (T), por ser positivo, desloca a demanda para a direita no período estudado. Isso parece indicar a preferência por parte dos empresários rurais em contratar mão-de-obra volante em atividades onde não se exige qualificação, pois os custos são menores quando comparados com os de outras categorias de trabalhadores. Em cinquenta casos de volantes estudados na região da Alta Sorocabana, no Estado de São Paulo, “a contratação não era sequer registrada na carteira de trabalho, a maioria dos entrevistados nem a tinha, e conseqüentemente, não conferia ao trabalhador nenhum dos direitos fixados pelos requisitos legais da legislação trabalhista” (1). Portanto, a possibilidade do empregador furtar-se aos encargos trabalhistas ao adotar o sistema de contratação de mão-de-obra volante faz com que a manutenção de diaristas residentes torne-se relativamente mais cara.

O coeficiente da variável índice de paridade ou relação de troca (PRPP) mostra que relações de preços favoráveis aumenta a demanda de trabalho volante. O valor desse coeficiente indica que um acréscimo de 1% na relação de trocas está associado, “*coeteris paribus*”, a um aumento de 1,59% na quantidade demandada de volantes.

A não significância estatística do coeficiente da variável preço de tratores (PTRAT) deve ser atribuída, possivelmente, ao problema de correspondência entre o conceito teórico e a “proxy” escolhida para representá-lo. Deve ser ressaltado que foi usado o preço de uma marca e modelo específico de trator, o que pode não estar representando adequadamente o custo da mecanização em geral. Além disso, não se considerou na mensuração dessa variável os subsídios recebidos pelos agricultores para a compra de tratores, a taxa de juros reais negativa.

O sinal positivo da variável de previsão de safras (IPSF) mostra que a expansão de área cultivada aumenta a demanda de volantes. De acordo com dados do Instituto de Economia Agrícola, a partir de 1967 a área cultivada no Estado de São Paulo vem se mantendo praticamente inalterada, embora haja algumas oscilações em função de estímulos econômicos. Por isso, talvez o resultado desta variável seja importante na explicação de variações cíclicas da quantidade empregada de volantes. Mas, não se pode falar numa tendência decrescente ou crescente do número de volantes. “Os dados apontam na direção de variações cíclicas,

com os maiores valores por volta de 320-340 mil nos meses de novembro a março, os menores em torno de 260-280 mil, nos meses de março a novembro” (3).

Os coeficientes das variações binárias medem os desvios da demanda em relação ao termo constante, isto é, os deslocamentos nos meses de março, junho e novembro em relação a janeiro. A discussão destas variáveis será feita na próxima seção, juntamente com os resultados obtidos para as variáveis binárias incluídas na oferta.

O coeficiente de elasticidade-cruzada entre a quantidade de mão-de-obra volante e salário de diarista residente é — 1,05, indicando que volantes e diaristas são utilizados em relação de complementariedade nas empresas rurais.

3.2 — Oferta

Na equação de oferta, o coeficiente de elasticidade-salário é 2,98 a curto prazo, indicando elevada sensibilidade da mão-de-obra aos acréscimos salariais.

SAYLOR (11) encontrou os valores de 0,17 e 3,0 para esse coeficiente a curto e longo prazos, respectivamente, para equação de mão-de-obra agrícola total no Estado de São Paulo. TYRCHNIEWICZ & SCHUH (13), num estudo sobre oferta de trabalho em várias regiões dos Estados Unidos, encontraram valores para os coeficientes de elasticidade-salário variando de 0,21 a 0,85, aproximadamente. SCHUH (12), em outra pesquisa, também realizada nos Estados Unidos, encontrou um coeficiente de elasticidade-salário da oferta de volantes igual a 1,4 a curto prazo.

Note-se que no Estado de São Paulo, a um acréscimo de 1% no salário de volantes, há um aumento aproximado de 2,98% na quantidade oferecida desse tipo de trabalhadores. Esse resultado confirma o estudo de D'INCAO E MELLO (1), que mostra a despreocupação dos empresários rurais quanto à arrematação de mão-de-obra não qualificada, pois sabem que nas épocas de colheita, em que a mão-de-obra se torna mais escassa, sempre há possibilidade de garantir a força de trabalho necessária com a oferta de maior salário.

Observando-se a magnitude e o sinal das variáveis binárias nota-se que há um deslocamento para a direita da função de oferta no período de janeiro a março, indicado pelo valor $-0,0210$, associado a D_1 . O coeficiente $0,0261$ de D_2 indica que, em relação a janeiro, no mês de junho tem-se a maior retração da função de oferta.

Posicionando-se as funções de oferta e demanda num sistema de eixos ortogonais, é possível observar seus deslocamentos simultâneos. Pelo exposto, nota-se que a demanda varia de $-0,006$ de janeiro para março. Entretanto, a oferta sofre um deslocamento, para a direita, de $-0,0210$. Isso faz com que o salário, no mês de março, ocorra em um ponto mais baixo do que em janeiro, "coeteris paribus". Nota-se ainda que o mês de março é o único no qual a oferta se expande. Esta expansão da oferta em março estaria associada às perspectivas que o trabalhador volante vê em garantir o emprego de sua força de trabalho por alguns meses consecutivos, pois nessa época os trabalhos de colheita são intensos.

Em junho ocorre o maior deslocamento da demanda para a esquerda, indicado pelo valor de D_2 igual a $-0,0135$. Por outro lado, neste mês, a função de oferta se desloca, para a esquerda ($D_2 = 0,026$) cerca de duas vezes mais do que a demanda. Posicionando ambas as funções, no mês de junho ocorre um dos mais elevados salários de equilíbrio de mão-de-obra volante.

O custo de oportunidade da mão-de-obra volante, representado pelo salário mínimo, indica existir uma resposta favorável da mão-de-obra volante diante do acréscimo no salário mínimo urbano. O valor do coeficiente associado a essa variável, $-10,20$, mostra a elevada mobilidade do trabalho não qualificado.

A variável tendência (T) pode dar oportunidade a algumas interpretações alternativas. O sinal negativo do coeficiente dessa variável parece mostrar existir uma preferência dos trabalhadores volantes pelos empregos urbanos, sugerindo assim a contração da função de oferta com o passar do tempo. Outra interpretação é que a tendência pode estar captando efeitos de variáveis não incluídas no modelo, cujas variações estejam relacionadas com o tempo. Estas observações devem ser vistas com cautela devido ao curto período de tempo, que está sendo captado pela tendência.

Os resultados empíricos deste trabalho indicam que o nível de salário vigente no meio urbano, em larga escala correlacionado ao salário mínimo legal, exerce um grande poder de atração sobre a mão-de-obra volante. A elasticidade da oferta de mão-de-obra volante em relação ao salário mínimo, da ordem de — 10,20, representa esta grande atração.

Na ausência de política de expansão das oportunidades de emprego no setor agrícola, tende a ampliar-se nos setores urbanos o contingente de reserva de trabalhadores não qualificados. Os coeficientes de elasticidade da oferta de mão-de-obra volante associados aos salários urbanos refletem essa mobilidade. Esta sensibilidade é muito mais acentuada diante de variações no salário urbano, possibilitando a estes setores terem à sua disposição elevado contingente de mão-de-obra ao nível de salário mínimo institucional.

A elasticidade-preço da oferta de trabalho volante, cerca de 2,98, sugere que a força de trabalho volante não é indiferente ao mercado de trabalho agrícola. Nas condições de salário mínimo institucional, esta alta elasticidade-preço pode indicar que nem todo contingente atraído para a cidade por um possível acréscimo do salário mínimo encontra emprego urbano. Nestas condições, parte do fluxo migratório precisa voltar para o trabalho agrícola para obter o seu sustento.

A grande diferença entre as duas elasticidades mostra que, para reaver parte do contingente perdido para o setor urbano, a agricultura deve elevar o seu salário mais que proporcionalmente. Na ausência de uma rápida mudança tecnológica e de alteração de linhas de exploração, a agricultura não poderia prescindir de toda mão-de-obra atraída para as cidades por um hipotético acréscimo do salário mínimo. Conseqüentemente, os salários reais dos trabalhadores volantes devem se elevar com o tempo.

Em termos de salário diário, realmente o salário volante é maior que o salário mínimo. Entretanto, o trabalhador volante tem emprego irregular durante o ano e não se beneficia das leis trabalhistas como os assalariados urbanos. Isso faz com que a renda média anual do volante e a segurança do emprego sejam bastante instáveis, justificando-se portanto forte atração exercida pelo salário mínimo sobre estes trabalhadores.

Posicionando-se as funções de oferta e demanda de mão-de-obra, através dos resultados obtidos para os coeficientes das variáveis binárias, é possível observar-se que o maior salário de equilíbrio ocorre no mês de junho. Em condições "coeteris paribus", este nível de salário é relativamente alto nesse período porque, mesmo havendo uma retração do lado da demanda, a oferta se retrai cerca de duas vezes mais, tendendo a elevar o nível de salário da mão-de-obra empregada. Esta retração pode estar associada à maior oportunidade de empregos no setor urbano. Por outro lado, o mais baixo ponto de equilíbrio de quantidade e salário é observado em março. Neste mês, ocorre uma acentuada expansão relativa da oferta, o que tende a pressionar para baixo o nível de salário.

A elevada flexibilidade de trabalhadores não qualificados, na ausência de organismos representativos de classe, oferece motivos para o aviltamento das condições de trabalho dessa parte da população ativa. Este problema torna-se ainda mais grave, principalmente no meio rural, onde é mais difícil o controle da aplicação da legislação trabalhista por órgãos oficiais.

THE NON-RESIDENT FARM LABOR FORCE IN THE STATE OF SAO PAULO

SUMMARY

An estimation of supply and demand equations for non-resident farm labor, based on the application of simultaneous equations, was carried through in order to improve the knowledge about the non-qualified farm labor market in the State of São Paulo.

Considering as dependent variable the quantity of non-resident farm workers in the State, and as independent variables the real daily salary, trend given on a monthly basis, the daily salary of the resident worker, the parity index between agriculture and industry, the price of tractors, the crop index, and the administered minimum salary in the City of São Paulo, the following conclusions were reached:

- a) the urban salary has been attractive to non-resident farm workers;
- b) part of the non-resident farm labor force do not find acceptable jobs in urban areas, and turns back to rural activities;
- c) rural salaries have been raised in order to keep non-resident farm labor from leaving agriculture;
- d) the daily salary paid to non-resident workers has, apparently, been higher than the administered minimum salary paid in urban areas, although he doesn't have regular work throughout the year and doesn't get the usual social security benefits; and
- e) the high mobility of non-qualified workers, in the absence of class organizations, has led to inappropriate working conditions.

LITERATURA CITADA

1. D'INCAO E MELLO, M. C.//*O bóia-fria: acumulação e miséria.*//Rio de Janeiro, Ed. Vozes, 1975.//154p.
2. GASQUES, J. G.//*Oferta e demanda de mão-de-obra volante no Estado de São Paulo.*//Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1975.//83p.//(Tese de M. S.)
3. GRAZIANO DA SILVA, J. F. & GASQUES, J. G.//*Quantidade e salário de mão-de-obra volante no Estado de São Paulo.*//XXIII Reunião Nacional sobre mão-de-obra volante na Agricultura, Faculdade de Ciências Médicas e Biológicas de Botucatu, 24 de setembro de 1975.
4. ÍNDICES econômicos nacionais e regionais.//*Conj. Econ.*, FGV, Rio de Janeiro, 27 (9) set. 1973.
5. —————.//*Conj. Econ.*, FGV, Rio de Janeiro, 28 (2) fev. 1974.
6. —————.//*Conj. Econ.*, FGV, Rio de Janeiro, 29 (3) mar. 1975.
7. JOHNSTON, J.//*Métodos econométricos.*//Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1971.
8. LANGE, O.//*Introdução à econometria.*//Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1961.
9. MARTIN, M. A. & PEREZ, M. C. R. C.//*O método de mínimos quadrados de dois estágios, seus fundamentos e aplicações na estimação da demanda e da oferta de ovos no Estado de São Paulo.*//Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1975.//*(Série Pesquisa, 32)*.
10. PAIVA, R. M.; SCHATTAN, S.; FREITAS, C. F. T.//*O setor agrícola do Brasil: comportamento econômico, problemas e possibilidades.*//São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1973.
11. SAYLOR, G.//*Procura e oferta de mão-de-obra agrícola no Estado de São Paulo.*//*Agric. em São Paulo*, 21 (III):129-146, 1974.
12. SCHUH, G. E.//*An econometric investigation of the market for hired labor in agriculture.*//*Jour. Farm. Econ.*, 44 (2):307-321, may 1962.
13. TYRCHNIEWICZ, E. W. & SCHUH, G. E.//*Regional Supply of hired labor to agriculture.*//*Jour. Farm. Econ.*, 48 (3):537-566, aug. 1966.

A CONTABILIDADE SOCIAL DO SETOR AGRÍCOLA,
ESTADO DE SÃO PAULO, 1971/72 (1)

Alceu A. Veiga Filho

O trabalho aplica método recomendado pela FAO (3) à estimativa dos agregados macroeconômicos do setor agrícola do Estado de São Paulo, tentando criar uma sistemática a ser adotada normalmente pelo IEA e sentir as dificuldades e deficiências existentes.

A conclusão preliminar é de que uma elaboração que tenha a pretensão de ser virtualmente próxima da realidade necessitaria de levantamentos mais específicos, que pudessem contar com uma gama mais variada de informações, a fim de que os conceitos expostos na teoria fossem seguidos com maior rigor.

1 — INTRODUÇÃO

A contabilidade social é definida como sendo “um registro sistemático dos fatos econômicos realizados pelas entidades de um país, segundo normas que integram um sistema coerente” (1). Como requisito básico esse sistema deve ser bastante claro de modo que os quadros montados levem a uma fácil visualização dos fluxos correntes de renda e despesa.

A sistematização dos grandes agregados nacionais, por sua vez, objetiva a identificação das relações fundamentais que regem um sistema econômico, e essa tarefa tornou-se bastante simplifi-

(1) O presente trabalho é parte integrante do projeto IEA/05 “Ampliação e Melhoria das Informações Agrícolas” realizado pelo Instituto de Economia Agrícola, financiado pelo convênio União/Estado/FAPESP. A orientação deste subprojeto esteve a cargo de Paulo Varela Sendim e a equipe inicial foi composta por Honorio Kume, Manuel J. M. Falcão e Milton N. Camargo. Críticas e sugestões neste trabalho foram feitas por Gabriel L. S. P. da Silva e Cláudio A. Vieira, a quem o autor agradece. Liberado para publicação em 13/07/77.

cada com o desenvolvimento de estudos alusivos à contabilidade nacional. Assim, a coerência estatística que se obtém usando um sistema de contas revela-se como um alicerce importante na elaboração dos planos nacionais e regionais de desenvolvimento, além do subsídio que pode prestar à pesquisa econômica no que se refere à coleta de dados básicos.

Na verdade, a estimação dos itens que compõem um sistema de contas sofre de problemas bastante complexos que vão desde, por exemplo, a adaptação dos conceitos (recomendados pelos idealizadores dos modelos propostos) à realidade nacional, até aos levantamentos de dados, reconhecidamente portadores de ineficiências. Segundo ZERKOWSKI (9) a teoria em que se fundamenta a contabilidade nacional “no seu enfoque excessivamente global, não capta os problemas específicos” dos países em desenvolvimento, levando a “uma dicotomia entre a política conjuntural e a política econômica estrutural” e na medida em que isso ocorre, passam a ter maiores importâncias os agregados que respondem às exigências do curto prazo, deixando de lado aqueles que poderiam responder pelas condições estruturais do sistema. Além disso o autor aponta ainda o que chama de “inconsistências intrínsecas” que entre outras abrangem problemas de ordem estatística, o que leva, muitas vezes, ao “abandono da utilização do sistema”, fazendo com que se procurem fora dele as explicações dos fenômenos pesquisados.

2 — OBJETIVO

O objetivo do trabalho é o de introduzir, para o setor agropecuário do Estado de São Paulo, um modelo de contabilidade econômica proposto pela FAO (3), tendo em vista, como primeiro passo, a construção da conta produção, sem dúvida a mais importante de ser concluída. Pretende-se com isso estabelecer um embasamento, através das possíveis conclusões deste estudo, que possibilite a elaboração das três contas recomendadas. Implícitos no objetivo destacam-se os seguintes itens:

- a) estimar o produto interno líquido (no caso, da agricultura paulista);
- b) interpretar as relações econômicas formalizadas na conta produção, tais como identificar a atual composição do

valor adicionado e, dentro dele, o perfil da distribuição funcional da renda e a estrutura tributária, por exemplo, ou, ainda, identificar a composição do consumo intermediário; e

- c) como corolário do estudo feito, contribuir para o aperfeiçoamento das estatísticas básicas.

3 — REVISÃO DE LITERATURA

Em 1959 o Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas, com verba doada pela Fundação Rockefeller, iniciou uma pesquisa orientada pela Divisão de Economia Rural da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, atual Instituto de Economia Agrícola, sobre “desdobramento do Produto Agrícola expresso em valor sob a forma — que lhe é teoricamente equivalente — de pagamento aos fatores de produção” (2). Dessa pesquisa resultou uma publicação em separata da Revista Brasileira de Economia, em junho de 1962, cujos artigos que interessam mais de perto são aqueles intitulados “Exame das Variáveis Globais da Agricultura Paulista” e “Nota Metodológica”, de Julian M. Chacel e Salomão Schattan, respectivamente.

SCHATTAN (7) descreve a amostra utilizada para o Estado de São Paulo, dividida em três zonas, cada qual com uma estrutura correspondente a um estrato inicial de 3 a 10ha e um estrato final com mais de 3.000ha, composta de 1.500 propriedades agrícolas cujos questionários foram preenchidos através de entrevistas diretas. A amostra foi elaborada tendo em vista obter estimativas com erro-padrão de 5% para os itens mais importantes. Segundo o autor a unidade de amostra ideal é “toda unidade autônoma de exploração na zona rural”, o que levaria em conta além da “exploração conduzida pelo proprietário ou arrendatário às explorações dos parceiros e as explorações individuais dos colonos e camaradas levadas a efeito em terras cedidas pelo proprietário”. Visto que “a adoção desta unidade de amostragem esbarrava com a impossibilidade de construção de um sistema de referência adequado e existindo um sistema de referência já aprovado em que a unidade de amostragem era a propriedade agrícola, adotou-se esta última como unidade de amostragem para o levantamento”. Entretanto, o questionário foi precedido de questões

que tinham a finalidade de esclarecer efetivamente quem explorava as terras e de que modo, para que se fizessem os ajustamentos necessários.

Como conclusões do autor, ressaltam-se as seguintes:

- a) “este foi o primeiro levantamento de tal natureza feito de maneira tão ampla. A técnica estatística aplicada no planejamento da amostra foi a mais moderna”; e
- b) “os resultados assim obtidos merecem pois todo crédito e poderão ser utilizados imediatamente para orientar uma política agrícola com base em informações objetivas”.

CHACEL (2) mostra os valores estimados para o ano agrícola 1958/59, Estado de São Paulo, dos itens Produção Consumida na Exploração, Consumo Intermediário, Remuneração do Trabalho, Investimentos, Juros e Aluguéis e Inventário. A amostra utilizada, no seu sentido mais amplo, permitiu detalhamentos rigorosos quanto à coleta de dados, além de possibilidades amplas de discussão sobre a forma de interpretá-los.

O autor menciona que lucro do empreendedor e rendimento da terra como capital fundiário são estimados como resíduo e que não foram contemplados no questionário.

Além de outros quadros apresentados, sobre o valor da produção por habitante segundo classes de áreas e a estrutura da despesa dos estabelecimentos por zona, o autor estima e analisa a renda do setor em comparação à renda interna e para isso usa os valores do quadro 1, aproximando-os ao conceito do valor adicionado.

QUADRO 1. — Despesas de Operação dos Estabelecimentos Rurais e Remuneração do Empresário Agrícola do Estado de São Paulo, 1958/59

Discriminação	Valor (milhões de Cr\$)	Participação percentual
Valor do produto	94.719	100,0
Produção consumida na exploração	6.956	7,3
Consumos intermediários	13.619	14,4
Remuneração de trabalho	35.608	37,6
Juros de financiamento	819	0,9
Despesas de operação	57.002	60,2
Resíduo	37.717	39,8

Fonte: Centro de Estudos Agrícolas — IBRE, FGV.

Resumidamente, tem-se que a agricultura, no ano estudado, participou com 18% na formação da renda do Estado e que a participação relativa dos salários na agricultura foi de 38% contrastando com os 60% da participação dos salários na renda urbana. A renda "per capita" da agricultura foi de Cr\$ 28,3 mil enquanto que o setor urbano ficou com Cr\$ 40,8 mil (em cruzeiros de 1959).

4 — MÉTODO ADOTADO

O método usado na compilação das contas do setor agrícola, descrito neste capítulo, é recomendado pela FAO (3), através de sua Divisão de Estatística e se enquadra no esquema geral proposto pela ONU, conhecido como SNA (A System of National Accounts). A última versão da SNA estabelece três classes de contas. Na classe I estão as contas consolidadas da nação. A classe II inclui a produção e custo das mais diversas empresas, e a classe III abrange as contas de renda e despesa e financiamento de capital.

As contas da agricultura são da classe II e III, expressas através das contas produção, mercadorias e formação de capital.

A unidade básica considerada na agricultura é a propriedade agrícola, definida como sendo as terras usadas total ou parcialmente, para a produção agrícola, operadas por uma ou mais pessoas, também sendo consideradas como unidades agrícolas as dedicadas à produção de animais e seus derivados mesmo que não sejam processados em terras agrícolas (não incluídas as produções de queijo, vinho e extração de açúcar, que, na verdade, são a industrialização de produtos agrícolas).

As atividades auxiliares não-agrícolas que entram no processo produtivo são consideradas parte da produção e, dentre elas, destacam-se as derrubadas, recuperação de terras, irrigação, etc., que são parte de formação de capital por conta própria. Produtos florestais e pesca, no âmbito das fazendas, se incluem na conta produção (3).

É necessário realçar que a FAO distingue e utiliza um enfoque misto de dois critérios para se obter a conta produção. O primeiro é chamado de conta produção sob o ponto de vista dos produtos e o segundo sob o ponto de vista da exploração. No primeiro se coletam os dados, nos levantamentos estatísticos tradicionais, de produção agrícola e insumos utilizados, obtendo-se o valor adicio-

nado pela diferença entre esses dois agregados, valorizados por seus respectivos preços. No segundo critério se coletam, por exploração, o preço e quantidade dos produtos obtidos, dos produtos auxiliares, etc., obtendo-se o valor adicionado por exploração. A soma desses valores adicionados compõe o valor adicionado total.

Fundamentalmente as diferenças entre os dois critérios se resumem em que a conta produção obtida sob o ponto de vista da exploração, contém o valor da produção auxiliar (irrigação, recuperação, etc.), o valor da produção obtida e utilizada na produção no mesmo ano agrícola e, finalmente, possibilita maiores desagregações nas informações coletadas, adequando-as aos objetivos de natureza econômica da contabilidade.

Existem, portanto, para efeito das contas, precauções que devem ser levadas em consideração: a) sempre que parte da safra possa ser destinada a novas produções no mesmo ano agrícola (caso das sementes, por exemplo), sendo portanto bens não transacionados e que não proporcionam renda; e b) o fato de que se tais produtos forem transacionados entre propriedades, para produção, e registrados nesse valor, estará ocorrendo duplicação, uma vez que, por definição, não se computam as transações intermediárias no cálculo do produto final. Em vista disso, estima-se a produção final bruta, subtraindo-se do valor da produção as transações entre propriedades e o valor da produção consumida.

Nesse trabalho considera-se, entretanto, que a produção final bruta é igual ao valor da produção, pois os levantamentos estatísticos consultados dificilmente distinguem as transações efetuadas entre propriedades, ou ainda, raramente expõem com clareza a produção consumida na exploração. No quadro 4 este último item é perfeitamente visível esquematicamente; entretanto, é possível que desagregado perca a representatividade que existe para efeito global, e assim sendo não foi levado em consideração no cálculo da produção atual.

5 — RESULTADOS

5.1 — Conta Produção

O quadro 2 mostra a composição da produção agrícola e gastos efetuados durante o ano agrícola 1971/72, além do valor

adicionado bruto que é equivalente ao produto interno bruto do setor agrícola. O valor da produção bruta para este ano foi estimado em torno de 12,6 milhões de cruzeiros em preços correntes, cabendo ao consumo intermediário uma participação relativa de

QUADRO 2. — Conta Produção do Setor Agrícola, Estado de São Paulo, 1971/72

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
1. Valor adicionado bruto	
1.1 — Retribuição à mão-de-obra	
1.1.1 — Salários	2.575.449
1.1.2 — Previdência social	154.795
1.2 — Excedentes da exploração	4.523.817
1.3 — Depreciação	642.774
1.4 — Impostos indiretos	1.493
1.5 — Impostos diretos	33.500
1.6 — (Menos) subsídios	476.157
Subtotal	7.455.671
2. Consumo intermediário	
2.1 — Mercadorias agrícolas	2.673.087
2.2 — Mercadorias não-agrícolas	2.483.604
Subtotal	5.156.691
Total	12.612.362
3. Valor da produção agrícola	
3.1 — Agricultura	8.234.389
3.2 — Pecuária	3.422.762
4. Valor da produção não-agrícola	
4.1 — Produtos florestais	134.529
4.2 — Formação de capital próprio	
4.2.1 — Benfeitorias	335.949
4.2.2 — Reflorestamento	217.800
4.2.3 — Variação do rebanho animal	266.933
Total	12.612.362

Fonte: Dados reunidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

41% e uma participação relativa de 59% para o valor adicionado. A agricultura participou no valor da produção com 65% do valor total contra 27% da pecuária, em que pese a sua importância crescente nos últimos anos.

O consumo intermediário está subdividido em mercadorias agrícolas e não-agrícolas usadas para se obter a produção, e pôde-se verificar uma proporcionalidade muito grande entre elas, o que seria uma constatação do grau de desenvolvimento da agricultura de São Paulo, pois poder-se-ia classificar grosseiramente de insumos modernos a utilização de bens não-agrícolas.

No anexo 1 pode-se ver a participação dos valores estimados em relação aos grupos. Assim, no produto interno líquido (PIL), a custo de fatores, os salários e os excedentes da exploração representaram 97% do PIL, sendo que os salários contribuíram com 35% na formação da renda e o capital com 62%.

5.2 — Valor Adicionado

O valor adicionado durante o processo produtivo, isto é, a remuneração dos fatores alocados em um dado período visando à produção de bens e serviços compreende, em nível agregado, a diferença entre o valor da produção obtida e o valor dos insumos absorvidos. Em uma economia na qual não houvesse impostos ou subsídios o valor adicionado seria exatamente o montante de salários pagos, fundos de depreciação, lucros, juros e aluguéis.

O quadro 3 mostra a composição do valor e os valores respectivos para o ano agrícola 1971/72.

A mão-de-obra levantada para o ano agrícola 1971/72 compreendeu as seguintes categorias: volantes, diaristas, mensalistas, colonos e outros não-residentes, sendo coletadas as quantidades e salários para mão-de-obra com menos de 15 anos e mais de 15 anos.

As categorias volantes e outros não-residentes foram coletadas diretamente dos levantamentos anuais de previsões e estimativas de safras do IEA, enquanto que, para diaristas, mensalistas e colonos, fez-se necessário adotar critérios de estimação, posto que, para tais categorias, não há uniformidade nas perguntas, verifi-

cando-se que em dois levantamentos os diaristas, mensalistas e colonos não são desagregados. Assim, foi necessário estimar a participação percentual de cada categoria no total para se obter uma estimativa da mão-de-obra ocupada por categoria. Além disso obteve-se também a remuneração dos administradores, que leva em consideração os salários pagos, as gratificações anuais e as participações médias na produção.

A previdência social do setor agrícola é o programa FUNRURAL, que estabelece o recolhimento da seguinte maneira: 2% do valor comercial da produção (1971-72) são pagos pelo produtor rural e 2,6% da folha de pagamento são devidos pela agroindústria. O valor registrado no quadro 3 compreende tanto a participação dos produtores quanto da agroindústria, embora só interessasse a parcela dos produtores rurais. Entretanto, por impossibilidade de desagregação esse foi o valor utilizado.

O item 2, excedentes da exploração, foi dimensionado tendo em vista que as terras agricultáveis apresentam retorno de valor devido a três fatores. Em primeiro lugar pode-se distinguir o

QUADRO 3. — Estimativa do Valor Adicionado Bruto, Conta Produção, Estado de São Paulo, 1971/72

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
1 — Retribuição à mão-de-obra	
1.1 — Salários	2.575.449
1.2 — Previdência social	154.795
2 — Excedentes da exploração	
2.1 — Renda do proprietário	264.846
2.2 — Retribuição à propriedade	
a) Terra	2.649.116
b) Capital	
— Juros s/ empréstimos feitos	661.284
— Retribuição a estoque existente (1)	948.571
3 — Depreciação	642.774
4 — Impostos indiretos	1.493
5 — Impostos diretos	33.500
6 — Subsídios	476.157

(1) Estimado como residuo.

Fonte: Dados reunidos pelo IEA.

retorno derivado da estrutura de capital montada em uma unidade agrícola; em segundo lugar esse retorno advém também das qualidades naturais da terra e, por último, deve-se distinguir a função empresarial otimizando os objetivos propostos (8). Segundo esse esquema, o lucro se subdivide em remuneração ao proprietário, à terra e ao capital empregado, sob a forma de estoque de capital existente e novos investimentos.

A renda do proprietário foi calculada com base no levantamento de março de 1972, feito pelo IEA, através da participação percentual das famílias proprietárias no total da população empregada no setor, multiplicada pelo salário do administrador acrescido da remuneração ao fator “função empresarial”, considerado em torno de 20%.

A retribuição à terra foi estimada em função dos quadros “Custo do Aluguel de Pasto no Estado de São Paulo” e “Custo do Arrendamento de Terras, no Estado de São Paulo”, do Prognóstico 72/73 (4), juntamente com o quadro de áreas cultivadas, plantadas em pasto, etc., coletado na Seção de Previsões e Estimativas do IEA.

A remuneração ao capital sob a forma de pagamentos de juros engloba apenas os juros pagos às instituições de crédito sobre financiamentos contratados no exercício, face à inexistência de dados sobre os juros referentes a operações realizadas em períodos anteriores. Dessa forma, parte da remuneração ao capital sob a forma de juros — incluindo parcela dos juros pagos a agentes institucionais e a totalidade dos juros pagos a agentes não institucionais de crédito — não pode ser apropriada, ficando assim incluída no resíduo.

Sendo a estimativa do consumo intermediário, nesta conta produção, parte bastante vulnerável (quadro 4) devido em grande parte à falta de dados para itens importantes do agregado, particularmente para mercadorias não-agrícolas compradas (que envolve entre outros, custos gerais, custos de irrigação, despesas gerais, etc.), verificou-se que a estimativa do valor adicionado, feita separadamente sem contar a remuneração ao estoque já existente, somada ao consumo intermediário situava-se aquém do valor da produção. Levando-se em conta, porém, que o valor adicionado é calculado pela diferença entre o valor da produção e o consumo intermediário, e que dessa maneira sobraria um resíduo importante em vista do exposto acima, optou-se, então, por consi-

QUADRO 4. — Estimativa do Uso Total de Bens e Serviços para a Produção Agropecuária, Estado de São Paulo, 1971/72

(continua)

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
1 — Mercadorias agrícolas	
1.1 — Bens agrícolas	
1.1.1 — Sementes	
Algodão	16.819
Arroz	13.587
Amendoim	21.561
Feijão	9.649
Soja	5.061
Milho	17.026
Mamona	414
Trigo	2.822
Tomate	3.416
Batata	47.250
Cebola	616
Cana	23.868
Mandioca	3.500
Subtotal	165.569
1.1.2 — Mudas para transplante (café/laranja)	34.496
1.1.3 — Pintos comerciais para corte	110.447
1.1.4 — Animais comprados para criação, produção de carne, leite, lã, animais de carga, etc.	295.514
1.1.5 — Adubos orgânicos	18.402
1.1.6 — Alimentos de origem vegetal	
Consumo de cana	34.022
Consumo de milho	285.374
Consumo de mandioca	37.569
Pastagens	1.202.535
Subtotal	1.559.500
1.1.7 — Perdas ao nível do produtor	468.757
1.1.8 — Serviços agrícolas comprados	20.402
Total das mercadorias agrícolas	2.673.087

QUADRO 4. — Estimativa do Uso Total de Bens e Serviços para a Produção Agropecuária, Estado de São Paulo, 1971/72

(conclusão)

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
2 — Mercadorias não-agrícolas	
2.1 — Bens não-agrícolas	
2.1.1 — Fertilizantes e corretivos	256.049
2.1.2 — Controle de pragas	
Defensivos e herbicidas	93.744
Vacinas e medicamentos	16.374
Subtotal	110.118
2.1.3 — Comb. lubrif. e eletricidade	143.330
2.1.4 — Alimentos de origem industrial	
Farinha de ossos ou substituto	8.179
Rações e concentrados (animais menos aves)	320.014
Sal comum	8.671
Sais minerais	5.925
Rações para aves	879.350
Subtotal	1.222.139
2.2 — Serviços não-agrícolas comprados	
2.2.1 — Manutenção e reparo do ativo fixo	
Estruturas	335.909
Melhorias na terra	—
Plantações	—
Equipamentos de transporte e implementos	416.697
Subtotal	752.606
2.2.2 — Custos de irrigação	
Bombas	—
Outros	—
2.2.3 — Aluguel de máquinas e outros equipamentos	—
2.2.4 — Despesas gerais e outros custos variados*	
2.2.4.1 — Custos gerais	
Comunicação	—
Seguro de safra	638
Outros	—
2.2.4.2 — Custos variados	
Embalagens	—
Tintas	—
Outros	—
Total das mercadorias não-agrícolas	2.483.604
Total geral	5.156.691

Fonte: Dados reunidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

derar esse resíduo a remuneração ao capital amortizado e dessa maneira fechar a conta. Finalmente, para a remuneração ao capital sob a forma de juros sobre empréstimos feitos, adotou-se a composição de empréstimos efetuados pelo Banco do Brasil, que se distribui da seguinte maneira.

- a) 36,18% para custeio da agricultura e 5,34% para custeio da pecuária;
- b) 18,01% em investimento da agricultura e 14,94% em investimento da pecuária; e
- c) 17,78% para comercialização da agricultura e 7,39% em comercialização da pecuária.

Para efeito de informação os 0,36% restantes foram aplicados na pesca, e o total de empréstimos feitos à agricultura e pecuária do Estado, em 1972, foi de Cr\$ 5.435.876.000,00 segundo relatório do Banco Central.

As taxas de juros aplicadas foram estimadas através da resolução 209 do Banco Central, repartindo-se do seguinte modo:

Dos 36,18% para custeio da agricultura, estima-se que 28% dirigem-se para empréstimos em insumos modernos à razão de 7% ao ano e o restante à taxa de 14% ao ano. Na parcela de investimento, a remuneração aplicada foi estimada em média à razão de 13% ao ano e, no que se refere aos empréstimos efetuados na comercialização, estimou-se a taxa de juros em torno de 15% ao ano.

Para o cálculo da depreciação linear foi estabelecido um quadro para benfeitorias, tratores, implementos e veículos de transporte, coletados nos levantamentos anuais efetuados pelo IEA. Os preços coletados pelo IEA e os totais de vida útil para cada grupo de ativos, foram estabelecidos com base em observações empíricas. Para culturas permanentes e animais de trabalho não foram estimados valores de depreciação em vista dos dados obtidos serem incompletos.

Dos impostos pagos pela Agricultura Paulista aqueles arrecadados pelo Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária-INCRA (Impostos Territorial Rural, CNA, CONTAG, contribuição ao INCRA e Impostos Municipais) foram considerados como impostos diretos, enquanto que as quotas de previdência pagas

pelos consumidores rurais de energia elétrica foram consideradas como indiretos. O imposto sobre a renda não foi incluído na relação de tributos pagos pela agricultura por dificuldade de obtenção de dados. O ICM também não foi computado, uma vez que, por lei, as vendas pelos produtores são isentas dele.

A estimativa do subsídio foi estabelecida dentro do seguinte critério: o índice oficial de inflação para o ano 1972 foi de 15% e a taxa de juros paga pelos bancos particulares e entidades oficiais situou-se em média à razão de 6% ao ano. Portanto, 21% seria a taxa real que se poderia cobrar. Calculando-se para os valores dados, de acordo com a composição de empréstimos feitos pelo Banco do Brasil, essa taxa de 21%, menos os valores pagos às taxas realmente cobradas, tem-se uma estimativa do subsídio concedido à agricultura paulista.

5.3 — Consumo Intermediário

O valor das sementes e mudas de mamona, trigo, tomate, batata, cebola, cana e mandioca foi estimado em função da área plantada. O das de algodão, arroz, amendoim, feijão, soja e milho, em função da área plantada e quantidade de sementes vendidas pela Secretaria da Agricultura e firmas credenciadas (5).

Pintos comerciais para corte foram estimados a partir de dados de produção para o Brasil, fornecidos pela União Brasileira de Avicultura-UBA.

Mudas para transplante, animais comprados para produção de carne, leite, etc., e adubos orgânicos foram obtidos diretamente do levantamento da Seção de Previsões e Estimativas de Safras do IEA. Consumos de cana, milho e mandioca foram estimados por participação percentual na produção e subtraídos dos valores das sementes e mudas respectivamente utilizadas, uma vez que na estimativa do consumo já está incluído esse valor. Em pastagens foi usada a composição do rebanho bovino fornecida pelo IEA, e o "Custo do Aluguel de Pasto", pelo Prognóstico 73/74 (5).

A não existência de dados sobre quebras na produção, ao nível do produtor, levou a estabelecer uma percentagem equivalente àquela dada pela Companhia Estadual de Silos, no 1.º Seminário Nacional de Armazenagem (Porto Alegre, 1974), que se situa em torno de 10% das safras agrícolas. No caso em questão considerou-se em torno de 10% do consumo intermediário.

Em serviços agrícolas comprados para produção da safra e de produção de animais, os dados disponíveis são da Companhia Agrícola Imobiliária e Colonizadora (CAIC) e se distribuem em desmatamento, terraplenagem, preparação e conservação de solos e barragens, e conservação e construção de estradas, considerados como serviços agrícolas comprados em vista da subestimação desse item.

A segunda parte do quadro 4 compreende a utilização de mercadorias não-agrícolas, classificadas em fertilizantes, controle de pragas, combustíveis e lubrificantes, alimentos de origem industrial, serviços não-agrícolas comprados e custos.

A estimativa de fertilizantes químicos e corretivos foi feita através do quadro "Evolução do Consumo de Fertilizantes, para o Estado de São Paulo, em N, P₂O₅ e K₂O" do Prognóstico 74/75 (6) e dos dados de áreas cultivadas, levantados pela Seção de Previsões e Estimativas de Safras do IEA.

Controle de pragas, dividido em defensivos, herbicidas, vacinas e medicamentos, e combustíveis e lubrificantes foram obtidos diretamente do levantamento da Seção de Previsões e Estimativas de Safras. Forneceram dados de consumo de eletricidade (consumo rural sem separação do consumo para o lar e para produção): Companhia Nacional de Energia Elétrica, Light Serviços de Eletricidade S/A., Companhia Paulista de Força e Luz S/A. (Subsidiária da Eletrobrás), Empresa de Eletricidade Sul Paulista, Empresa de Eletricidade Vale Paranapanema S/A., Luz e Força "Santa Cruz", Empresa Bragantina S/A., Cia. Paulista de Energia Elétrica, Cia. Eletricidade Caiuá e Centrais Elétricas de São Paulo (CESP).

Obteve-se o item alimentos de origem industrial, com exceção de rações para aves, diretamente da Seção de Previsões e Estimativas do IEA; a estimativa de rações para aves baseou-se em um consumo médio calculado para frangos de corte e poedeiras, expandido pelo plantel de aves.

Em serviços não-agrícolas comprados, o item estruturas foi coletado diretamente do levantamento da Seção de Previsões e Estimativas de Safras, e para máquinas e equipamentos de transporte considerou-se o valor da depreciação, adotando-se o mesmo critério da CAIC (que considera durante a vida útil do equipamento a absorção de 100% do valor em gastos com manutenção

e reparos). Dos outros itens constantes de serviços não-agrícolas comprados (custos de irrigação, aluguel de máquinas, despesas gerais e outros custos), o único disponível é sobre seguro de safras.

5.4 — Valor da Produção

5.4.1 — Valor da produção agrícola

Para a avaliação da estimativa do valor da produção, foram arrolados 158 produtos agrícolas subdivididos nas categorias grande lavoura — estimado diretamente do quadro “Valor da Produção”; fornecido pelo Prognóstico 73/74 (5) — horticultura, fruticultura e flores, com dados fornecidos pela Companhia de Entreposto e Armazéns Gerais do Estado de São Paulo (CEAGESP) e pelo levantamento subjetivo do IEA. Para as três últimas categorias citadas estabeleceram-se parâmetros de comercialização, obtendo-se, assim, a estimativa dos preços recebidos pelos produtores.

A pecuária entrou com animais, produtos e derivados, enviados para outros estados. Em produtos animais a quantidade foi fornecida pela Seção de Previsões e Estimativas de Safras e os preços pela Seção de Informações de Mercado do IEA, estimando-se somente os valores para carne de vaca, de vitela, de porco e de aves, ficando de fora, por falta de dados, a avaliação de carne de cordeiro e carneiro, de cavalo e outros tipos de carne. A composição de derivados de animais foi a seguinte: leite de vaca, ovos, casulos frescos das mesmas fontes já citadas, e mel, lã e cera fornecidos pelo Departamento Estadual de Estatística de São Paulo — Secretaria de Planejamento (DEESP). Dados de animais enviados para outros estados foram obtidos diretamente da Seção de Previsões e Estimativas de Safras do IEA.

5.4.2 — Valor da produção não-agrícola

Os itens “valor da produção-agrícola” e “formação de capital próprio” do quadro 2 foram obtidos do quadro 5, “estimativas das atividades auxiliares na propriedade agrícola”.

Explica-se a inclusão da formação bruta de capital fixo no valor da produção em virtude de a conta produção da agricultura ter a finalidade de medir o produto gerado no processo produtivo, através de seu valor adicionado, alicerçando-se no fato de que alguma espécie de formação de capital é atividade auxiliar da produção agrícola, ou seja, contribui na obtenção do valor adicionado. Segundo a FAO (3), produtos não característicos das unidades agrícolas podem apresentar alguns problemas práticos e de conceitos. Conceitualmente, apenas as atividades auxiliares não-agrícolas podem ser consideradas parte da produção agrícola, isto é, as atividades provedoras de bens e serviços para uso da unidade agrícola. Assim, recuperação, derrubadas, etc. podem ser consideradas como atividades auxiliares uma vez que são essenciais à produção. É fato, também, que a execução de melhorias da terra e de estrutura na propriedade agrícola implica gastos computados no consumo intermediário (sendo a inclusão do reflorestamento baseada nesse raciocínio).

QUADRO 5. — Estimativa das Atividades Auxiliares na Propriedade Agrícola, Conta Produção, Estado de São Paulo, 1971/72

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
A — Formação de capital fixo	
1 — Melhorias na terra	
1.1 — Recuperação	—
1.2 — Derrubadas	—
1.3 — Irrigação e controle de cheias	—
1.4 — Outros	—
2 — Estruturas não-residenciais	
2.1 — Edifícios	—
2.2 — Outras construções: cercas, poços e represas	—
Subtotal	335.949
3 — Reflorestamento	217.800
4 — Estoque de animais	266.800
B — Produtos florestais e da pesca	
1 — Produtos florestais	167.088
2 — Produtos da pesca	—

Fonte: Dados reunidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

Para melhoria da terra nada foi obtido, sendo que em estruturas não-residenciais considerou-se o mesmo valor do custo de manutenção de estruturas (em serviços não-agrícolas comprados — consumo intermediário).

Os dados para reflorestamento são do 1.º Seminário Paulista de Silvicultura — Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF), e o valor encontrado foi estimado pelo número de árvores plantadas no ano multiplicado pelo seu preço unitário.

Em estoques animais levou-se em consideração apenas a variação do rebanho bovino e do rebanho suíno, estimado através dos quadros de composição de rebanhos da amostragem da Seção de Previsões do IEA, porque para a variação de outros animais como aves, muares, búfalos, etc., os dados recebidos do Ministério da Agricultura (DIPOA) e da própria amostragem do IEA não foram suficientes para se estabelecer a variação dos mesmos e, a partir daí, estimar seus valores.

No que se refere à pesca, só se admite, para efeito da conta, aquela efetuada no âmbito da fazenda, uma vez que, no caso do pescado de mar, por exemplo, os fatores empregados na sua produção, isto é, a remuneração a esses fatores, não entram no conceito de valor adicionado pela agricultura propriamente dita; entretanto, produtos florestais já se encaixam nesse conceito uma vez que os valores dos insumos e mão-de-obra empregados podem ser parte integrante da propriedade agrícola, embora, no caso em estudo, provavelmente estes valores estejam superestimados em virtude de não ser garantido que a totalidade dessa produção florestal seja oriunda das propriedades agrícolas. A composição da produção extrativa vegetal, fornecida pelo DEESP e IBGE é a seguinte: lenha, madeira em geral, carvão, angico, barbatimão, samambaia e painas, sendo grandes os pesos de lenha, madeira em geral e carvão. O carvão foi excluído, pois ele se coloca mais como processamento industrial que como produção agrícola.

6 — CONCLUSÕES

A conta produção estimada não é, segundo o modelo proposto, a conta definitiva uma vez que não levou em consideração tanto as transações efetuadas entre propriedades como a produção autoconsumida, que são fatores de duplicação no cômputo final.

Evidentemente o valor final da produção encontra-se superestimado por tal razão. Portanto, como foi explicado anteriormente, nos levantamentos tradicionais pouco se conseguiu em termos de dados, para que se pudessem especificá-los com boa margem de confiabilidade. Além disso convém ressaltar que a elaboração dos critérios de estimação para todos os itens constantes da conta também sofreu difíceis problemas de ordem conceitual e estatística, levando muitas vezes a soluções subjetivas e que só se justificam como uma primeira tentativa de introdução e experimento do modelo proposto.

Vale dizer também que o esforço empreendido avançou relativamente pouco em termos de agregação (faltando estimar as contas formação de capital e oferta e uso de mercadorias), pois na maioria das vezes existem disparidades muito grandes entre os vários levantamentos existentes, sobretudo quanto aos objetivos finais visados, resultando toda sorte de problemas. Isto vale principalmente para o levantamento amostral efetuado pelo IEA e no qual este trabalho se baseou na maior parte das vezes para coletar os dados, pois ele tem como objetivo principal a estimativa e previsão da área e produção para o Estado, enquanto o objetivo precípua deste estudo era o de estimar o produto (renda) interno do setor agrícola.

A conta produção detalhada do setor, sob o ponto de vista da obtenção de produtos, apresentada em anexo (anexo 2) permite algumas inferências e também bases possíveis de comparabilidade com o trabalho de CHACEL (2). Desse modo é possível verificar que excedentes da exploração contribuíram com 62% para o produto líquido da agricultura, o que significaria razoável capitalização absoluta da agricultura neste ano. Entretanto, a sua participação em relação ao valor da produção situou-se em torno de 36%, e embora sua estrutura de composição seja ligeiramente diferente daquela elaborada por CHACEL (2), é possível compará-la com os itens remuneração à terra e ao empresário e juros de financiamento que somam aproximadamente 41% para 1958/59; portanto, poder-se-ia dizer que, a grosso modo, houve pequena descapitalização absoluta na agricultura paulista nestes últimos 15 anos. Outro confronto possível é entre a remuneração do trabalho e salários. Para o primeiro, em 1958/59, a participação foi de 37,6% e 20% para 1971/72. Essa queda na participação dos salários pode refletir um processo de mecanização poupador de mão-de-obra que teria ocorrido na agricultura paulista. De qual-

quer modo a estrutura econômica de São Paulo não é a mesma de 15 anos atrás, isto é, mudou a função de produção agropecuária como um todo, sendo traduzida agora em novas técnicas de produção e maior peso para culturas mecanizadas. Entretanto, 36% como participação do capital e 20% como participação dos salários em 1971/72 contra 41% e 37,6% em 1958/59 evidenciam uma relativa capitalização crescente, uma vez que mesmo permanecendo praticamente constante a remuneração ao capital, a participação dos salários caiu relativamente quase pela metade.

Resumidamente, a conclusão preliminar a que se chega, tendo em vista a discussão dos resultados e os critérios adotados, é a de que uma elaboração que tenha a pretensão de ser virtualmente próxima da realidade observada necessitaria de levantamentos mais específicos que pudessem contar com uma gama mais variada de informações, a fim de que os conceitos expostos na teoria fossem seguidos com maior rigor. Evidentemente isso não exclui sumariamente o uso da amostra elaborada pelo IEA para os fins desejados, pois segundo SCHATTAN (7) o sistema de referência usado pode ser adotado.

Seria de interesse também que a contabilidade agrícola pudesse ser reativada em consistência com o levantamento amostral e os outros levantamentos efetuados pelo IEA (tanto na área de preços quanto na de custos), para que se pudesse dar continuidade à estimativa do produto interno visando à sua rotina. Fácil ver, se tal realizado, as possíveis contribuições das contas setoriais tanto para o planejamento regional como para o acompanhamento conjuntural e estrutural do setor agrícola.

SOCIAL ACCOUNT FOR THE AGRICULTURAL SECTOR, STATE OF
SÃO PAULO, 1971/72

SUMMARY

The study applies methodology developed by FAO (3) to estimate the macroeconomic aggregates of the State of São Paulo's agricultural sector. Its major objective is to develop a methodology which can be adopted IEA to build its own time series.

It concludes that more specific data are needed, in a larger range of information, if estimates are to be used with greater reliability.

LITERATURA CITADA

1. BALBOA, Manuel. *Contabilidade econômica*. Rio de Janeiro, 1960. 93p. Tomo I.
2. CHACEL, Julian M. Exame das variações globais da agricultura paulista. *Rev. Bras. Econ.*, 16 (2):7-22, jan. 1962.
3. FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION, *Handbook of economic accounts for agriculture (draft)*. Roma, 1973. 57p.
4. SÃO PAULO. SECRETARIA DA AGRICULTURA. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Prognóstico: ano agrícola 72/73. São Paulo, 1972.
5. ————. Prognóstico: ano agrícola 73/74. São Paulo, 1973.
6. ————. Prognóstico: ano agrícola 74/75. São Paulo, 1974.
7. SCHATTAN, Salomão. Nota metodológica. *Rev. Bras. Econ.*, 16 (2):23-24, jun. 1962.
8. SCHULTZ, T. W. *A transformação da agricultura tradicional*. Trad. J. C. Teixeira Rocha. Rio de Janeiro, Zahar, 1965. 207p.
9. ZERKOWSKI, R. M. Usos e limitações do sistema de contas nacionais. *Pesq. Plan. Econ.*, 5 (2):593:602, dez. 1975.

**A CONTABILIDADE SOCIAL DO SETOR AGRÍCOLA, ESTADO
DE SÃO PAULO, 1971/72**

ANEXOS

ANEXO 1

**QUADRO A1.1. — Participação Percentual dos Produtos, na Contabilidade Social,
Estado de São Paulo, 1971/72**

Discriminação	% em relação ao grupo
Valor da produção	
Lavoura	52,32
Horticultura	4,39
Fruticultura	8,50
Flores	0,07
Produtos animais	16,23
Derivados de animais	10,87
Animais enviados p/ outros estados	0,04
Produtos florestais	1,07
Benfeitorias	2,66
Reflorestamento	1,73
Variação do estoque animal	2,12
Total	100,00
Consumo intermediário	
Sementes	3,21
Mudas	0,67
Pintos para corte	2,14
Animais comprados	5,73
Azubos	0,36
Consumo de milho	5,53
Consumo de cana	0,66
Consumo de mandioca	0,73
Pastagens	23,32
Perdas	9,09
Serviços	0,40
Fertilizantes	4,97
Controle de pragas	2,14
Combustíveis, lubrificantes e energia	2,78
Farinha de ossos ou substituto	0,16
Rações concentradas	6,20
Sal comum	0,17
Sais minerais	0,11
Rações para aves	17,05
Manutenção e reparo	14,59
Seguro	- 0,01
Total	100,00
Produto interno líquido a custo de fatores	
Previdência social	2,12
Salários	35,34
Excedentes	62,08
Impostos diretos	0,46
Total	100,00

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

ANEXO 2

QUADRO A2.1 — Conta Produção Detalhada do Setor Agrícola, sob o Ponto de Vista da Obtenção de Produtos, Estado de São Paulo, 1971/72

(continua)

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
A1 — Valor da produção agrícola	
1.1 — Agricultura	
1.1.1 — Lavoura	6.598.888
1.1.2 — Horticultura	553.971
1.1.3 — Fruticultura	1.072.372
1.1.4 — Flores	9.158
1.2 — Pecuária	
1.2.1 — Produtos animais	2.046.826
1.2.2 — Derivados de animais	1.370.393
1.2.3 — Animais enviados para outros estados	5.543
A2 — Valor da produção não-agrícola	
2.1 — Produtos florestais	134.520
2.2 — Formação de capital	
2.2.1 — Benfeitorias	335.949
2.2.2 — Reflorestamento	217.800
2.2.3 — Variação do rebanho animal	266.933
A3 — Valor total da produção (A1 + A2)	12.612.362
A4 — Uso das mercadorias agrícolas e não-agrícolas para a produção	
4.1 — Bens agrícolas	
4.1.1 — Sementes	165.569
4.1.2 — Mudas para transplante (café e laranja)	34.496
4.1.3 — Pintos comerciais de corte	110.447
4.1.4 — Animais comprados para a produção de carne, criação, produção de leite, animais de carga, etc.	295.514
4.1.5 — Adubos orgânicos	18.402
4.1.6 — Alimentos de origem vegetal	
Consumo de milho	285.374
Consumo de cana	34.022
Consumo de mandioca	37.569
Pastagens	1.202.535
4.1.7 — Perdas ao nível do produtor	468.757
4.1.8 — Consumo de mercadorias agrícolas (serviços comprados)	20.402
4.2 — Bens não-agrícolas	
4.2.1 — Fertilizantes	256.049
4.2.2 — Controle de pragas	110.118
4.2.3 — Combustível, lubrificantes e energia	143.330
4.2.4 — Alimentos de origem industrial	
Farinha de ossos ou substituto	8.179
Rações e concentrados	320.014
Sal comum	8.671
Sais minerais	5.925
Rações para aves	879.350
4.2.5 — Serviços não-agrícolas	
Manutenção e reparo do ativo fixo	752.606
Seguro de safra	— 638
A5 — Valor total do consumo intermediário (4.1 + 4.2)	5.156.691

Fonte: Dados reunidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

ANEXO 2

QUADRO A2.1 — Conta Produção Detalhada do Setor Agrícola, sob o Ponto de Vista da Obtenção de Produtos, Estado de São Paulo, 1971/72

(conclusão)

Item	Valor corrente (Cr\$ 1.000)
A6 — Valor adicionado bruto a preços de mercado (A5 — A3)	7.455.671
6.1 — Impostos indiretos (-)	1.493
6.2 — Subsídios (+)	476.157
A7 — Valor adicionado bruto a custo de fatores	7.930.335
7.1 — Depreciação (-)	642.774
A8 — Valor adicionado líquido a custo de fatores	7.287.561
8.1 — Previdência social	154.795
8.2 — Salários	2.575.449
8.3 — Excedentes	4.523.817
8.4 — Impostos diretos	33.500

Fonte: Dados reunidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

PREÇOS MÉDIOS RECEBIDOS
PELOS AGRICULTORES:
METODOLOGIA DE
DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRAS⁽¹⁾

Edison Eugênio Peceguini⁽²⁾

O objetivo do trabalho consiste em determinar metodologia de amostragem que reflita o dimensionamento mais adequado das amostras de informantes de preços médios recebidos pelos agricultores paulistas, dadas as características envolvidas na obtenção de tais preços. Discute a metodologia empregada pelo IEA e propõe algumas alterações, no sentido de aumentar a representatividade das médias estimadas, corrigindo possíveis distorções no tamanho da amostra aos níveis de significância desejados.

1 — INTRODUÇÃO

Entre as diversas funções do Instituto de Economia Agrícola, a obtenção de informações fidedignas de preços recebidos pelos agricultores do Estado de São Paulo reveste-se da maior importância uma vez que a situação dos mercados de produtos agrícolas estaria mal caracterizada sem a necessária qualidade dos preços utilizados nas análises desses mercados. A importância do uso de boas informações torna-se ainda mais patente face aos inúmeros empregos ensejados pelas mesmas, salientando-se entre outros o auxílio ao poder público na definição da política do setor e o fornecimento de subsídios aos produtores na orientação da produção às preferências dos consumidores.

⁽¹⁾ Este trabalho é parte integrante do Projeto Análise de Preços.

⁽²⁾ O autor agradece a valiosa colaboração dos Eng.^{os} Agr.^{os} Maristela Simões do Carmo e Nelson Batista Martin pela orientação, revisão do texto e sugestões apresentadas. Liberado para publicação em 24/05/77.

A representatividade dos preços médios recebidos pelos agricultores paulistas também é importante para os técnicos do Instituto de Economia Agrícola que necessitam dessas informações para a elaboração de estudos e análises.

A fim de se conseguir boas estimativas, deve-se determinar o número adequado de informações de preços. O número de informantes será estabelecido mediante o emprego de metodologia de amostragem apropriada.

2 — OBJETIVO

A finalidade deste estudo é verificar que metodologia de amostragem permitirá dimensionar adequadamente amostras de informantes de preços recebidos pelos produtores paulistas, de modo que os preços médios estimados sejam tão representativos quanto possível.

A importância da análise reside no fato de que se pretende evitar a obtenção de amostras subdimensionadas ou superdimensionadas, para as margens de erro e níveis de significância desejados.

2.1 — Hipóteses de Trabalho

Este trabalho baseia-se nas seguintes hipóteses:

- a) a população de preços recebidos tem distribuição normal de probabilidades;
- b) são desconhecidas as variâncias populacionais dos preços e do preço médio, representadas por V_x^2 e V_x^2 , respectivamente;
- c) as amostras preliminares são grandes, ou seja, o número de informações básicas é maior do que 30 (trinta), de sorte que o coeficiente "t" de Student passa a depender apenas do nível de significância adotado, assumindo os mesmos valores da distribuição normal; e
- d) as fórmulas analisadas neste trabalho pressupõem que as amostras sejam sorteadas equiprobabilisticamente. Isto significa que a cada elemento da população é atribuída igual oportunidade de ser sorteado.

Com relação à primeira hipótese, conforme salienta IÓRIO (4), sabe-se que “sendo normal o universo, a distribuição das médias também será normal, e que embora não sendo normal o universo, ainda assim a distribuição das médias das amostras é aproximadamente normal e tanto mais próxima da normalidade quanto maior for o tamanho da amostra”.

Quanto à terceira hipótese, pode-se retirá-la, bastando para isto levar-se em consideração o número de graus de liberdade ao consultar a tábua de valores da distribuição “t”. O número de graus de liberdade é dado pelo número de informações preliminares menos um.

No que diz respeito à última hipótese, convém destacar que, mesmo em se tratando de amostra preliminar dimensionada arbitrariamente, aplicam-se as fórmulas aqui apreciadas na avaliação do erro relativo máximo na estimação da média ou erro de amostragem (8).

3 — METODOLOGIA ATUAL

Estudando as repercussões da regionalização do Estado de São Paulo e os efeitos do número de informações sobre a precisão das estimativas dos preços médios recebidos pelos agricultores paulistas, SENDIN (13) desenvolveu um trabalho onde foi utilizada, pela primeira vez, no Instituto de Economia Agrícola, a seguinte expressão:

$$n = CV^2/P^2 = CV\%^2/P\%^2 \quad (I)$$

onde:

n = número de informantes necessários;

CV = coeficiente de variação ou desvio padrão relativo dos preços recebidos; e

P = desvio padrão relativo da média dos preços recebidos ou erro desejado em torno da média desses preços.

Em outros trabalhos realizados no Instituto de Economia Agrícola (11, 14) também utilizou-se a fórmula acima. Na literatura estatística, a relação (I) é encontrada em MADOW (10), que esclarece tratar-se de uma primeira tentativa para o cálculo do tamanho da amostra. O procedimento seguido na determinação dessa fórmula é indicado a seguir.

Considerando-se:

$$\begin{aligned}\bar{x} &= (1/n) \sum x_i \\ S_x^2 &= \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1) \\ S_{\bar{x}}^2 &= S_x^2 / n \\ CV\% &= (S_x / \bar{x}) \cdot 100 \\ P\% &= (S_{\bar{x}} / \bar{x}) \cdot 100\end{aligned}$$

onde:

- \bar{x} = estimativa não viesada do preço médio recebido;
 n = número de informações preliminares sobre preços recebidos;
 S_x^2 = estimativa não viesada da variância dos preços recebidos;
 S_x = estimativa não viesada do desvio padrão dos preços recebidos;
 $S_{\bar{x}}^2$ = estimativa não viesada da variância do preço médio;
 $S_{\bar{x}}$ = estimativa não viesada do desvio padrão do preço médio;
 CV = coeficiente de variação estimado dos preços recebidos; e
 P = desvio padrão relativo da média dos preços recebidos.

Desenvolvendo-se:

$$\begin{aligned}S_{\bar{x}}^2 &= S_x^2 / n \\ \therefore n &= S_x^2 / S_{\bar{x}}^2 \\ \therefore n &= (S_x^2 / \bar{x}^2) / (S_{\bar{x}}^2 / \bar{x}^2) \\ \therefore n &= (S_x^2 / \bar{x}^2) \cdot 100^2 / (S_{\bar{x}}^2 / \bar{x}^2) \cdot 100^2\end{aligned}$$

mas: $(S_x^2 / \bar{x}^2) \cdot 100^2 = CV\%^2$ e

$$(S_{\bar{x}}^2 / \bar{x}^2) \cdot 100^2 = P\%^2$$

$$\therefore n = CV^2/P^2 = CV\%^2/P\%^2$$

Cabe aqui um rápido esclarecimento. Em princípio, poder-se-ia supor que a expressão (I) seria inaplicável na determinação do tamanho da amostra, porque ao empregar-se $S_{\bar{x}}^2 = S_x^2 / n$, no cálculo de $P\%$, resultaria sempre $n' = n$, onde:

n' = tamanho da amostra; e

n = número de informações preliminares,

isto é, pela fórmula (I) o tamanho da amostra seria igual ao número de observações preliminarmente levantadas para calcular as estimativas \bar{x} , S_x e $S_{\bar{x}}$.

Este problema ficaria superado caso fosse conhecida a variância populacional do preço médio, $V_{\bar{x}}^2$. Nesse caso, ter-se-ia:

$$P\% = (V_{\bar{x}}^2 / \bar{x}^2) \cdot 100^2$$

e, portanto, $n' \neq n$.

Entretanto, $V_{\bar{x}}^2$ é desconhecida. A fim de sanar a questão, o que se faz é considerar arbitrariamente valores para $P\%^2$, o que significa, implicitamente, atribuir valores desejados para $V_{\bar{x}}^2$.

3.1 — Aplicações da Metodologia Atual

A primeira aplicação da relação (I) é a determinação do tamanho da amostra. Conhecido o coeficiente de variação dos preços recebidos, fixa-se uma margem de erro desejado em torno da média populacional, calculando-se o número mínimo de informantes necessários. Se um produto apresentou um coeficiente de variação estimado dos preços recebidos da ordem de 20%, o número de informantes necessários para um erro desejado em torno da média de 5% será igual a

$$n = (20\%)^2 / (5\%)^2 = 16.$$

Portanto, bastariam 16 informantes para que, com o preço médio recebido estimado \bar{x} , se possa afirmar que a média populacional μ , desconhecida, acha-se compreendida no intervalo: $\bar{x} \pm 0,05 \bar{x}$ (figura 1).

Outro emprego da fórmula (I) diz respeito à estimativa do erro máximo no cálculo da média, ou seja, a obtenção do erro de amostragem de um levantamento já realizado. Assim, a partir de um certo número de observações de preços recebidos, definido por algum critério, ou mesmo arbitrariamente (8), pode-se controlar a qualidade da média desses preços com base nesse número de observações.

Fixando-se, por exemplo, em 36 o número de informantes necessários, com um coeficiente de variação estimado de 30%, o erro relativo máximo no cálculo do preço médio recebido pelos agricultores será igual a 5%. Para obter-se o erro de amostragem (Er) utiliza-se a transformação da fórmula (I), abaixo:

$$Er = P\% = (CV\%) / \sqrt{n} \quad (II)$$

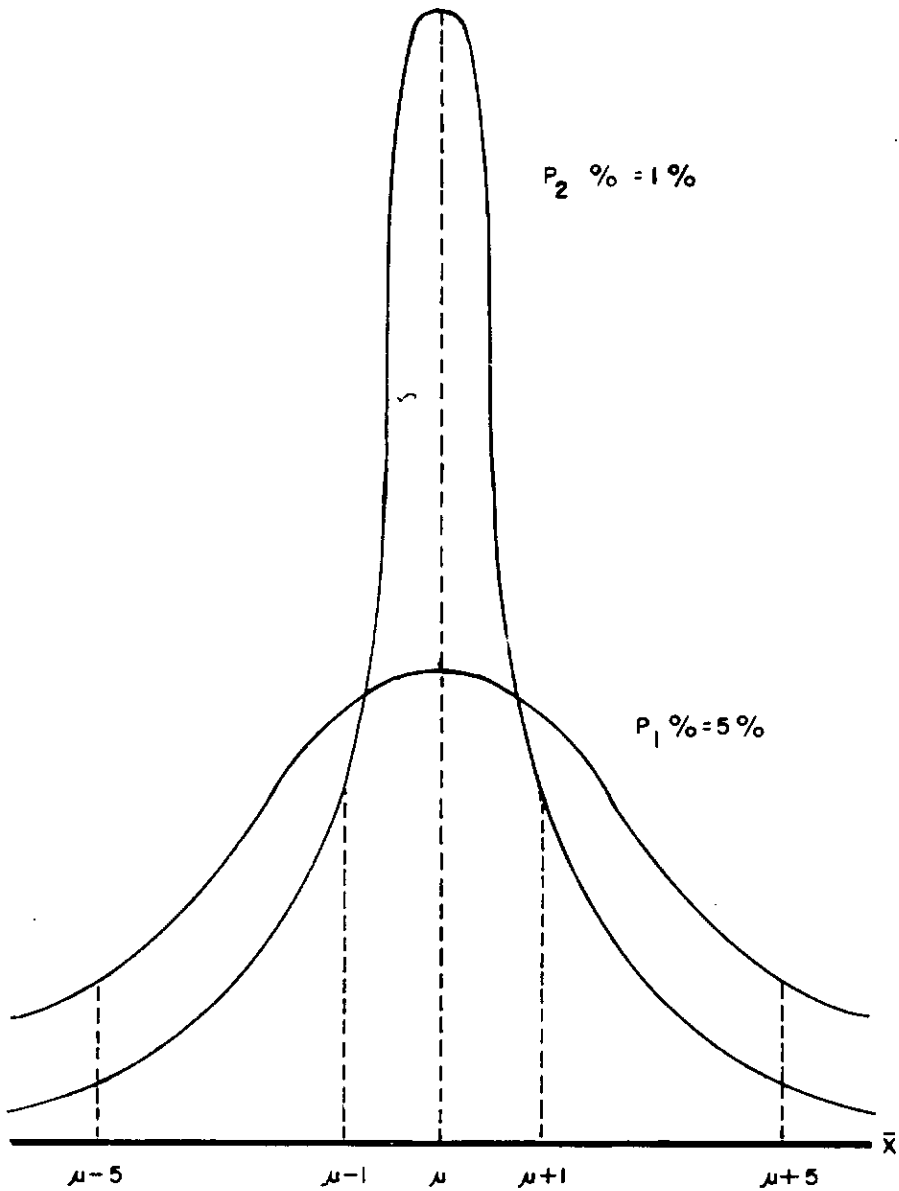


FIGURA 1. — Distribuição de Frequência da Média Amostral, com Diferentes Hipóteses sobre o Verdadeiro Desvio Padrão dessa Média.

Normalmente, o que se faz é combinar as duas aplicações acima apresentadas. Inicialmente dimensiona-se a amostra e, após a coleta e tratamento dos dados, testa-se a qualidade das estimativas obtidas.

3.2 — Comentários sobre a Metodologia Atual

Sem qualquer demérito aos trabalhos já referidos, que empregaram essa metodologia, nenhuma menção é feita quanto ao nível de confiança adotado no cálculo do tamanho da amostra ou na avaliação do erro de amostragem.

Para verificar qual o nível de confiança implicitamente aceito ao empregar-se a expressão (I), demonstra-se que (I) é equivalente à fórmula:

$$n = S_x^2 / L^2 \quad (I)'$$

onde:

S_x^2 = estimativa não viesada da variância dos preços recebidos; e

L = erro permitido para o preço médio, fornecido pela amostra, em torno da média populacional.

Sabe-se que $L = P \cdot \bar{x}$ e, portanto, desenvolvendo tem-se:

$$n = CV^2 / P^2 \quad (I)$$

$$\therefore n = (S_x / \bar{x})^2 / (P \cdot \bar{x} / \bar{x})^2$$

$$\therefore n = S_x^2 / (P \cdot \bar{x})^2$$

$$\therefore n = S_x^2 / L^2 \quad (I)'$$

Os resultados fornecidos por (I) ou (I)', quando aplicados ao dimensionamento de amostras, devem ser entendidos como tamanhos de amostra quando:

- a) o erro tolerado em torno da média diminui à medida que P% diminui; e
- b) o nível de confiança permanece constante.

Em outras palavras, os valores obtidos são tamanhos de amostra ao se fazer variar o erro tolerado ($\pm L$) em torno da média populacional μ , sempre ao mesmo nível de confiança.

Por outro lado, o nível de confiança do erro de amostragem calculado através de (II) também é constante, conforme verificar-se-á adiante.

Demonstra-se que esse nível de confiança constante é de 68,26% (6,8). Quando se atribui um valor para P%, arbitrariamente, fixa-se um tipo de curva de distribuição de frequência para a variável aleatória \bar{x} , tal que a área correspondente a 68,26%, ou seja, um desvio padrão em torno da média populacional, fique compreendida num raio de P% em torno de μ .

Sendo desconhecida a forma verdadeira da distribuição de frequência de \bar{x} , para cada valor de P% tem-se uma forma diferente para o gráfico dessa distribuição, de tal modo que quanto menor o valor atribuído a P% menor será a $V \frac{\sigma}{\bar{x}}$ e, portanto, maior será a concentração de \bar{x} em torno da média populacional μ , desconhecida. Logo, quanto menor P%, mais compacta será a distribuição de frequência de \bar{x} . Conforme a figura 1, se, por exemplo, $\bar{x} = \text{Cr\$ } 100,00$, para P_1 a 5% e P_2 a 1% tem-se, respectivamente, $(V \frac{\sigma}{\bar{x}})_1 = 5,00$ e $(V \frac{\sigma}{\bar{x}})_2 = \text{Cr\$ } 1,00$.

Contudo, qualquer que seja o valor atribuído a P%, o nível de confiança no dimensionamento da amostra ou no cálculo do erro de amostragem é constante e igual a 68,26%, porque o intervalo de confiança é sempre o mesmo e da ordem de um desvio padrão em torno de μ .

Através de um exemplo, pode-se verificar a implicação do emprego da relação (I) no dimensionamento de amostras. Admita-se que: $\bar{x} = 40$ e $S_x^2 = 100$. O nível de significância de 31,74% será sempre o mesmo, enquanto que o erro $\pm L$ em torno da média populacional μ , desconhecida, decresce quando P% decresce. Logo, para diferentes valores de P tem-se:

$$\begin{aligned} P_1\% &= 30\% \text{ sendo } n_1 = 1; \\ P_2\% &= 10\% \text{ sendo } n_2 = 7; \\ P_3\% &= 5\% \text{ sendo } n_3 = 25; \text{ e} \\ P_4\% &= 1\% \text{ sendo } n_4 = 625. \end{aligned}$$

O resultado $n_3 = 25$, por exemplo, significa que de 100 amostras de tamanho 25, extraídas da população, em apenas 68 amostras a média populacional μ , desconhecida, deverá estar contida

no intervalo $\bar{x} \pm P.\bar{x} = 40 \pm (0,05)40$. O resultado $n_1 = 625$ significa que de 100 amostras desse tamanho, extraídas da população, somente 68 amostras deverão conter a média populacional μ no intervalo $\bar{x} \pm P.\bar{x} = 40 \pm (0,01)40$. E assim por diante.

4 — METODOLOGIA PROPOSTA

Para a amostragem aleatória simples, a teoria estatística (1, 3, 6, 15, 16) fornece uma expressão tradicional:

$$n = t_a^2 S_x^2 / L^2 \quad (III)$$

em que:

- t_a = valor do coeficiente "t" ao nível de a%;
- a% = nível de significância;
- (1 - a)% = nível de confiança;
- S_x^2 = estimativa não viesada da variância dos preços recebidos; e
- L = erro permitido para o preço médio fornecido pela amostra, ou, em outras palavras, é o valor máximo em cruzeiros permitido como variação acima ou abaixo da média dos preços.

Portanto, partindo da fórmula (III) tradicional pode-se confirmar algebricamente que o nível de confiança implícito ao usar-se a relação (I) ou (I)' é de 68,26%. De fato, desenvolvendo chega-se a uma expressão (III)' idêntica à fórmula (III):

$$n = t_a^2 S_x^2 / L^2 \quad (III)$$

$$\therefore n = t_a^2 S_x^2 / P^2 \cdot x^2$$

$$\therefore n = t_a^2 (CV^2 / P^2) \quad (III)'$$

A fórmula (III)', que é encontrada em BRANDÃO (2), KESSEL (7) e KIEHL (9), permite constatar facilmente que as metodologias de amostragem em discussão fornecerão os mesmos resultados somente quando $t_a^2 = 1,00$, o que ocorre ao nível de confiança de 68,26%.

4.1 — Aplicação da Metodologia Proposta

O emprego da fórmula clássica, proposto, presta-se, do mesmo modo que a metodologia em vigor, ao cálculo do número mínimo

de informantes para o levantamento de preços médios recebidos pelos produtores e também para o controle de qualidade de estimativas.

4.2 — Comentários sobre a Metodologia Proposta

Uma vantagem do emprego da metodologia proposta é tornar explícito o nível de confiança adotado na amostragem e na medida do erro de amostragem. Não se trata de um refinamento teórico, mas de um método bastante empregado na prática, inclusive pela Fundação IBGE, segundo KESSEL (7), e no Instituto de Economia Agrícola, para o cálculo da amostra na obtenção de preços de gêneros alimentícios a nível de varejo, na cidade de São Paulo, conforme JUNQUEIRA et alii (5) e UENO (17).

Por explicitar o grau de confiança, a fórmula tradicional fornece a possibilidade de variação tanto no erro tolerado em torno da média como no grau de confiança envolvido nos cálculos.

Com auxílio do exemplo numérico anterior, deve-se interpretar os resultados fornecidos pela metodologia proposta conforme abaixo:

$$\begin{aligned} a_1\% &= P_1\% = 30\% \text{ sendo } n'_1 = 1; \\ a_2\% &= P_2\% = 10\% \text{ sendo } n'_2 = 17; \\ a_3\% &= P_3\% = 5\% \text{ sendo } n'_3 = 97; \text{ e} \\ a_4\% &= P_4\% = 1\% \text{ sendo } n'_4 = 4.161 \end{aligned}$$

O resultado $n'_3 = 97$, por exemplo, significa que de 100 amostras de tamanho 97, extraídas da população, em 95 amostras a média da população provavelmente deverá estar contida no intervalo $\bar{x} \pm P.\bar{x} = 40 \pm (0,05)40$. O resultado $n'_4 = 4.161$ significa que de 100 amostras desse tamanho, extraídas da população, 99 amostras deverão provavelmente conter a média populacional μ , desconhecida, no intervalo $\bar{x} \pm P.\bar{x} = 40 \pm (0,01)40$. E assim por diante.

Os valores $n_1 = n'_1 = 1$ confirmam a observação de que as duas metodologias em exame apresentam os mesmos resultados apenas para o nível de confiança de 68,26% (por aproximação, $1 - a\% = 70\%$), e que esse é o grau de confiança implícito no emprego da relação (I).

Quando aplicada no controle de qualidade de estimativas, a metodologia sugerida permite que se determine o erro de amostragem, fixando-se de antemão o nível de confiança desejado para o cálculo desse erro. Neste caso, utiliza-se a seguinte transformação da fórmula clássica encontrada em LEME (9):

$$Er = P\% = t_a (CV\% / \sqrt{n}) \quad (IV)$$

Se o nível de confiança desejado é de 68,26%, então $t_a = 1,00$ e recaímos na expressão (II) da metodologia em vigor.

Com os dados $n = 36$ e $CV\% = 30\%$, pode-se determinar qual o erro de amostragem do levantamento para qualquer grau de confiança:

Para $a = 68,26\%$ tem-se: $Er_1 = 1,00 (30/6) = 5,00\%$;

Para $a = 95,00\%$ tem-se: $Er_2 = 1,96 (30/6) = 9,80\%$; e

Para $a = 99,00\%$ tem-se: $Er_3 = 2,58 (30/6) = 12,90\%$.

Os resultados acima devem ser interpretados da seguinte forma: Er_1 indica que a estimativa do preço médio recebido, \bar{x} , apresenta erro relativo máximo inferior a 5,00% em 68 de 100 amostras de tamanho $n = 36$; Er_2 significa que \bar{x} apresenta erro relativo máximo inferior a 9,80% em 95 de 100 amostras com 36 elementos.

Nota-se que sendo desejada uma precisão maior para a estimativa do preço médio recebido, maior deverá ser o tamanho da amostra. Para um $Er = 5,00\%$ com 95,00% de confiança, com base nos dados supra, a amostra deverá possuir $(1,96)^2 \cdot 36 = (3,84)36 = 139$ elementos. Assim, com $n = 139$ afirma-se que, em 95 de 100 amostras desse tamanho, o erro relativo máximo de \bar{x} será menor do que 5,00%.

4.3 — Fator de Ajustamento para Amostras Grandes de Populações Finitas

Se a população da qual será extraída uma amostra for razoavelmente grande, o tamanho desse universo normalmente não afetará a dimensão da amostra. Entretanto, exigindo-se maior rigor estatístico, deve-se corrigir o tamanho da amostra extraída de

universo finito, com o uso da fórmula abaixo, conforme ALLEN (1), KARMEL (6), LEME (9) e SNEDECOR (15):

$$n^* = n \left[1 / (1 + \emptyset) \right] \quad (V)$$

onde:

- n^* = tamanho da amostra corrigido;
- n = tamanho da amostra fornecido pela relação clássica;
- \emptyset = n/N = fração amostral; e
- N = população.

4.4 — Amostras Extraídas sem Reposição

As fórmulas discutidas até aqui pressupõem que as amostras são extraídas de um universo ilimitado ou que, no caso de universo finito, cada elemento que constitui a amostra é retirado do universo com reposição dos elementos anteriormente extraídos.

Mas, se o universo é finito e os elementos que compõem a amostra forem retirados sem reposição dos anteriormente extraídos, as novas extrações não serão independentes e, nestas circunstâncias, demonstra-se que a fórmula clássica para dimensionar amostras passa a ser:

$$n = t_a^2 S_x^2 N / [L^2 (N-1) + t_a^2 S_x^2] \quad (VI)$$

5 — CONCLUSÕES

Segundo KIEHL (8), “falar em margem de erro sem mencionar o grau de confiança não tem nenhum significado... é preciso saber qual a probabilidade de que o valor levantado pela amostra seja igual ao valor real do universo com a margem de erro mencionada”.

Para isso deve-se distinguir os conceitos de margem de erro e nível de confiança:

- a) margem de erro é a diferença entre a estimativa do preço médio, \bar{x} , obtida através da amostra e o valor real do universo, μ ; sendo μ desconhecido, adota-se uma margem de erro $\pm L$ tolerável; e
- b) nível de confiança pode ser entendido como a probabilidade de que a amostra sorteada seja representativa da população da qual foi retirada.

As duas metodologias analisadas aplicam-se tanto para o cálculo do tamanho de uma amostra de informantes quanto para a avaliação do erro de amostragem de um levantamento já efetuado, cabendo as seguintes considerações quando se adota a metodologia atual:

- a) os valores fornecidos pelas fórmulas (I) ou (I)' crescem à medida que se deseja uma margem de erro cada vez menor, $\pm L$, em torno da média da população; isso se faz atribuindo valores decrescentes a $P\%$;
- b) o nível de confiança, não mencionado, é constante e igual a 68,26%; isto significa que ao retirar-se do universo uma amostra ao acaso, a probabilidade dessa amostra ser representativa da população da qual foi extraída será de 68,26%; e
- c) quando se utiliza a expressão (II) para o cálculo da estimativa do erro relativo máximo na obtenção do preço médio, sabe-se qual é a qualidade das estimativas em 68,26% das amostras retiradas, representativas do universo.

Por outro lado, o emprego da metodologia proposta possibilita tecer os seguintes comentários:

- a) a relação (III) ou (III)' é mais geral, porque permite não apenas que a margem de erro $\pm L$ varie, mas que o nível de confiança também varie, de sorte que a representatividade da amostra pode ser modificada. Se o nível de confiança desejado for 68,26%, então $t_a = 1,00$ e recai-se na relação (I) \equiv (I)' da metodologia atual. Se o nível de confiança desejado for maior ou menor do que 68,26%, então $t_a \neq 1,00$ e a fórmula clássica deverá ser a utilizada; e
- b) para o controle de qualidade das estimativas obtidas em um levantamento, a fórmula (IV) permite avaliar o erro de amostragem para qualquer nível de confiança desejado. Observe-se que só quando $(1 - \alpha)\% = 68,26\%$, $t_a = 1,00$ é que se recai na fórmula (II) da metodologia em vigor.

Apontadas as implicações que ocorrem quando do emprego das metodologias em questão, discute-se a seguir algumas razões que recomendam a adoção da metodologia proposta.

Para que a margem de erro tolerado em torno da média venha apresentar significado estatístico é necessário frisar o nível de

confiança a que ela está ligada, o que se obtém atribuindo ao nível desejado o valor de "t" correspondente.

Elimina-se assim a possibilidade do erro tolerado em torno da média vir a ser confundido com nível de significância. Uma identificação equivocada desses conceitos poderia levar a admitir como válido o emprego das fórmulas $(I) \equiv (I)'$ no cálculo do tamanho de amostras quando o nível de confiança desejado diferir de 68,26%. Ocorreria então que para níveis de significância inferiores a 31,74% o emprego dessas fórmulas subestimaria o número mínimo de informações necessárias em $t_n^2 > 1$ vezes. A 5% e 1%, por exemplo, a amostra estaria subestimada em $(1,96)^2 = 3,84$ e $(2,58)^2 = 6,66$ vezes, respectivamente. Por outro lado, haveria superestimação do número de observações necessárias a níveis de significância superiores a 31,74%, onde essas fórmulas forneceriam amostras aumentadas de $t_n^2 < 1$ vezes.

Na prática adotam-se para análises de variância, construção de intervalos de confiança, testes "t", verificação da significância das estimativas dos parâmetros de uma regressão pelo método dos mínimos quadrados, etc., os níveis de significância de 5% ou 1%. No tocante, à amostragem, BRANDÃO (2) propõe o emprego da fórmula (III)', com t a 1% para determinar o número ideal de informantes agrícolas na amostra, enquanto que noutro extremo SCHATAN (12) adota a fórmula (I), da metodologia de amostragem para obtenção de preços médios recebidos, em vigor no Instituto de Economia Agrícola, cujo nível de significância é sempre o mesmo e de 31,74%.

Sabe-se que o tamanho de uma amostra depende fundamentalmente de três fatores: a variabilidade da população (ou de seus extratos); o grau de precisão almejado; e a disponibilidade de recursos.

Quanto maior a exatidão desejada, maior o tamanho da amostra e, portanto, maior deverá ser a disponibilidade de recursos. Tomando como base uma amostra cujo tamanho foi calculado para o nível de significância de 31,74%, mantendo a mesma margem de erro tolerado em torno da média, verifica-se facilmente através de (III) ou (III)' quantas vezes maior deverá ser o número de elementos da amostra para diferentes níveis de significância, conforme discutido anteriormente.

Respeitada a disponibilidade de recursos para o levantamento de informações e conhecida a variabilidade da população de preços recebidos, por meio das estimativas S_x^2 ou CV%, deve-se empregar o mais elevado nível de confiança possível.

Para o controle de qualidade das estimativas de um levantamento já concretizado, a fórmula (IV), da metodologia proposta, possibilita medir o erro de amostragem qualquer que seja o nível de confiança desejado, ao passo que a relação (II) fornece o erro de amostragem apenas para o nível de confiança de 68,26%.

Como observação final, em se tratando de amostra grande extraída de população finita, o ajustamento do tamanho dessa amostra deverá ser feito utilizando-se a expressão (V) e, no caso de admitir-se que as amostras são retiradas sem reposição de seus elementos, deverá ser empregada a fórmula (VI).

SUMMARY

This report aims at discussing the appropriate sampling methodology to obtain meaningful estimates of prices paid to farmers in the State of São Paulo. It suggests some changes in the methodology used by IEA, in order to obtain greater reliability and to correct distortions in sample size at desired significance levels.

LITERATURA CITADA

1. ALLEN, R. G. D. *Estatística para economistas*. Trad. Austregésilo Gomes Spinola. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1964. 214 p. cap 9.
2. BRANDÃO, E. D. *Levantamentos para administração rural*. Viçosa, MG, UREMG, Escola de Especialização, 1961. (mimeo.) p. 38-50.
3. HADLEY, G. *Elementary statistics*. San Francisco, Holden-Day, 1969. cap. 3.
4. IÓRIO, O. Nota técnica sobre amostragem. *R. Bras. Estat., IBGE*, 36(143):485-501, jul./set. 1975.
5. JUNQUEIRA, P. C.; LAZZARINI, M. I.; CANTO, W. L. Análise comparativa de preços do varejo dos gêneros alimentícios na capital de São Paulo. *Agric. em São Paulo*, 19(II):113-165, 1972.
6. KARMEL, P. H. & POLASEK, M. *Estatística geral e aplicada para economistas*. São Paulo, Atlas, 1972. cap. 7 e 8.
7. KESSEL, M. Aplicação da técnica de amostragem aos levantamentos de fluxos internacionais e interregionais de mercadorias. *R. Bras. Estat., IBGE*, 29(115):347-360, jul./set. 1968.
8. KIEHL, L. F. O tamanho da amostra na pesquisa de mercado. *R. Adm. Emp., FGV*, 10(4):205-216, dez. 1970.
9. LEME, Ruy A. S. *Curso de estatística: elementos*. 6.^a ed. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1974. p. 202-204.
10. MADOW, W. G. *Teoria dos levantamentos por amostragem*. Rio de Janeiro Conselho Nacional de Estatística, IBGE, 1951. p. 207-208.
11. PADULA, A. F. S. Preços médios de pescado, recebidos pelos armadores da pesca, no Est. de São Paulo. *Inf. Econ., IEA*, 5(10):9-15, out. 1975.
12. SCHATAN, S. A amostragem na previsão da produção de café no Estado do Paraná. *R. Bras. Estat., IBGE*, 16(62):105-123, abr./jun. 1955.
13. SENDIN, P. V. Preços médios recebidos pelos lavradores: efeito do número de informações e a regionalização sobre a precisão das estimativas. *Agric. em São Paulo*, 15(9/10):19-25, out. 1968.
14. ——— & CARMO, M. S. Análise da qualidade das informações dos preços médios recebidos pelos produtores de milho no Estado de São Paulo, 1969. *Agric. em São Paulo*, 17(7/8):1-17, ago. 1970.
15. SNEDECOR, G. W. *Métodos estadísticos*. 5.^a ed. México, Companhia Editorial Continental, 1966. p. 586-589.
16. SPURR, W. A. & BONINI, C. P. *Statistical analysis for business decisions*. Chicago, Ill., Richard D. Irwin, 1973. p. 242-248.
17. UENO, L. H. Cesta de mercado: redimensionamento da amostra de equipamentos comerciais. *Inf. Econ., IEA*, 6(2):i-q, fev. 1976.



IMPrensa OFICIAL DO ESTADO S/A - IMESP
SÃO PAULO - BRASIL

1978