

AGRICULTURA

EM SÃO PAULO

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

SUMÁRIO

- O PADRÃO ESTACIONAL DOS PREÇOS DO ALGODÃO NO ESTADO DE SÃO PAULO 1
M. L. C. Arruda e P. C. Junqueira
- ANÁLISE COMPARATIVA DOS PREÇOS DE BOVINOS DE CORTE, AO NÍVEL DO PRODUTOR, ENTRE OS MERCADOS DE MINAS E SÃO PAULO 31
J.F. Noronha, P.V. Sendin e J.C.V. Vianna Netto
- ESTUDO DA VARIABILIDADE DO USO DE FATORES DE PRODUÇÃO EMPREGADOS NA CULTURA DO ALGODÃO 49
C. Okamoto e C. T. Yamaguishi

ANO XVI
N.os 3/4
MARÇO e
ABRIL
1969

SECRETARIA DA AGRICULTURA
ESTADO DE SÃO PAULO
BRASIL

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

CORPO TÉCNICO

DIRETOR GERAL: Rubens Araújo Dias

Assessor: Paulo D. Criscuolo

Assessoria de programação: Fernando S. Gomes Júnior (Chefe)

D I V I S Õ E S

Política e Desenvolvimento Agrícola

Diretor: Constantino C. Fraga

Seção de Análise da Conjuntura Agrícola: Constantino C. Fraga (Chefe), Wilson V. Gonçalves, Fernando B. Homem de Mello. (*)

Seção de Projetos de Desenvolvimento: a ser instalada em 1970, Alberto Veiga. (*)

Seção de Análise da Situação dos Produtos: a ser instalada em 1969, Antonio A. Amaro, Arciley A. Pinheiro, Maria Lúcia B. D'Apice.

Seção de Economia da Terra: a ser instalada em 1970.

Seção de Crédito, Tributação e Legislação: Ismar Florêncio Pereira (Chefe).

Seção de Sociologia Rural: a ser instalada em 1970, Anna Perina R. Arruda, Ana Elisa B. Garcia, Sérgio G. Vassimon.

Comercialização

Diretor: Pérsio C. Junqueira

Seção de Organização e Estrutura de Mercados: Pérsio C. Junqueira (Chefe), Ewerton Ramos de Lins (*), Maria de Lourdes C. Arruda, Wilson L. do Canto, Tsunehisa Tamaki.

Seção de Análise de Preços, Custos e Margens: Sérgio A. Brandt (Chefe), Natanael M. dos Anjos, Claus F. T. de Freitas.

Seção de Pesquisas e Desenvolvimento de Mercados: Mauro de S. Barros (Chefe), Domingos Desgualdo Netto, Flávio C. de Carvalho (*).

Seção de Mercados de Insumos: Antonio A. B. Junqueira (Chefe), Luiz G. do R. Monteiro.

Economia da Produção

Diretor: Oscar J. T. Etori

Seção de Economia de Insumos: a ser instalada em 1970.

Seção de Economia das Explorações Agrícolas: Oscar J. T. Etori (Chefe), Cyro Okamoto, Yoshihiko Sugai.

Seção de Análise Econômica e Financeira das Empresas: a ser instalada em 1969, Paul F. Bemelmans, Caio T. Yamaguishi, Minoru Matsunaga.

Seção de Administração de Empresas Agrícolas: a ser instalada em 1969, Luiz, M. Pellegrini (*), Evaristo M. Neves.

Levantamentos e Análises Estatísticas

Diretor: Salomão Schattan

Seção de Análise Estatística e Econométrica: Salomão Schattan (Chefe), M. J. Martins Falcão, José F. de Noronha.

Seção de Previsões e Estimativas: a ser instalada em 1969, Luiz H. de Oliveira Piva, Julio H. Jimenez Ossio.

Seção de Informações de Mercado com Setor de Telecomunicações: a ser instalada em 1969, João Carlos V. Vianna Netto, Paulo T. Morimoto, Paulo V. Sendim.

Seção de Controle de Qualidade das Estatísticas: a ser instalada em 1970.

Seção de Computação: a ser instalada em 1969, Milton N. de Camargo, Antonio José F. Fava.

(*) Afastados do Instituto, frequentando cursos de aperfeiçoamento; Os técnicos Luiz Sérgio P. Pereira, Ramon M. Garcia, Antonio D. Piteri, Antonio Guedes B. Campos, Jorge Demétrio Issa, Milton A. Moisés, acham-se afastados do Instituto, prestando colaboração a outras instituições governamentais ou licenciados do cargo.

O PADRÃO ESTACIONAL DOS PREÇOS DO ALGODÃO NO ESTADO DE SÃO PAULO

Eng.º Agr.º Maria de Lourdes do Canto Arruda
Eng.º Agr.º Pérsio de Carvalho Junqueira (1)

1 — INTRODUÇÃO

Flutuação estacionais são padrões mais ou menos regulares de oscilações de preços que ocorrem dentro de um ano. Devido à dependência que existe da produção agrícola com relação ao clima, existem períodos definidos de aumento e declínio na produção dos diferentes produtos agrícolas.

Novas tecnologias de produção, beneficiamentos, tabelamentos, modificações institucionais, tais como flutuações da taxa do dólar, mercado de exportação e melhoramento das condições técnicas de armazenamento, podem afetar o padrão estacional. É importante, portanto, constatar, também, as mudanças do padrão estacional ocorridas durante o período estudado, pois, com o desenvolvimento técnico, poderemos atenuar, ou mesmo reduzir as flutuações estacionais.

O conhecimento do padrão estacional dos preços do algodão é de grande interesse ao estudo da comercialização desse produto, pois é um instrumento importante na orientação da política econômica do mesmo e aos cotonicultores.

2 — METODOLOGIA E RESULTADOS

Para o estudo do padrão estacional dos preços de algodão, recorreu-se às cotações de algodão em caroço e de algodão em pluma.

Os preços de algodão em caroço são os recebidos pelos lavradores, pagos pelas usinas de beneficiamento. No quadro 1 e gráfico 1 pode-se observar esses dados publicados e coletados, sistematicamente, pelo I.E.A., em "Agricultura em São Paulo".

(1) Os autores agradecem pelas sugestões e análise de covariância feitas pelo Eng.º Agr.º Sergio A. Brandt.

QUADRO 1. — Preços de Algodão em Caroço (NCr\$ 15 kg)

(Conclusão)

Mês	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Jan.
Fev.
Mar.	0,19	0,25	0,34	0,51	0,71	1,19	2,49	3,63	4,37	4,86	7,19
Abr.	0,20	0,25	0,36	0,60	0,07	1,20	2,23	3,64	4,30	5,05	7,11
Mai.	0,19	0,26	0,40	0,59	0,73	1,19	2,48	4,01	4,34	5,15	6,79
Jun.	0,19	0,24	0,39	0,57	0,75	1,20	2,46	4,20	4,16	5,22	6,88
Jul.	0,20	0,26	0,41	0,55	0,76	1,21	2,45	4,08	4,13	5,30	6,97
Ago.	0,20	0,27	0,42	0,55	0,76	1,26	2,48	4,03	4,07	5,41	...
Set.	0,21	3,02	4,15	4,13	5,79	...
Out.
Nov.
Dez.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

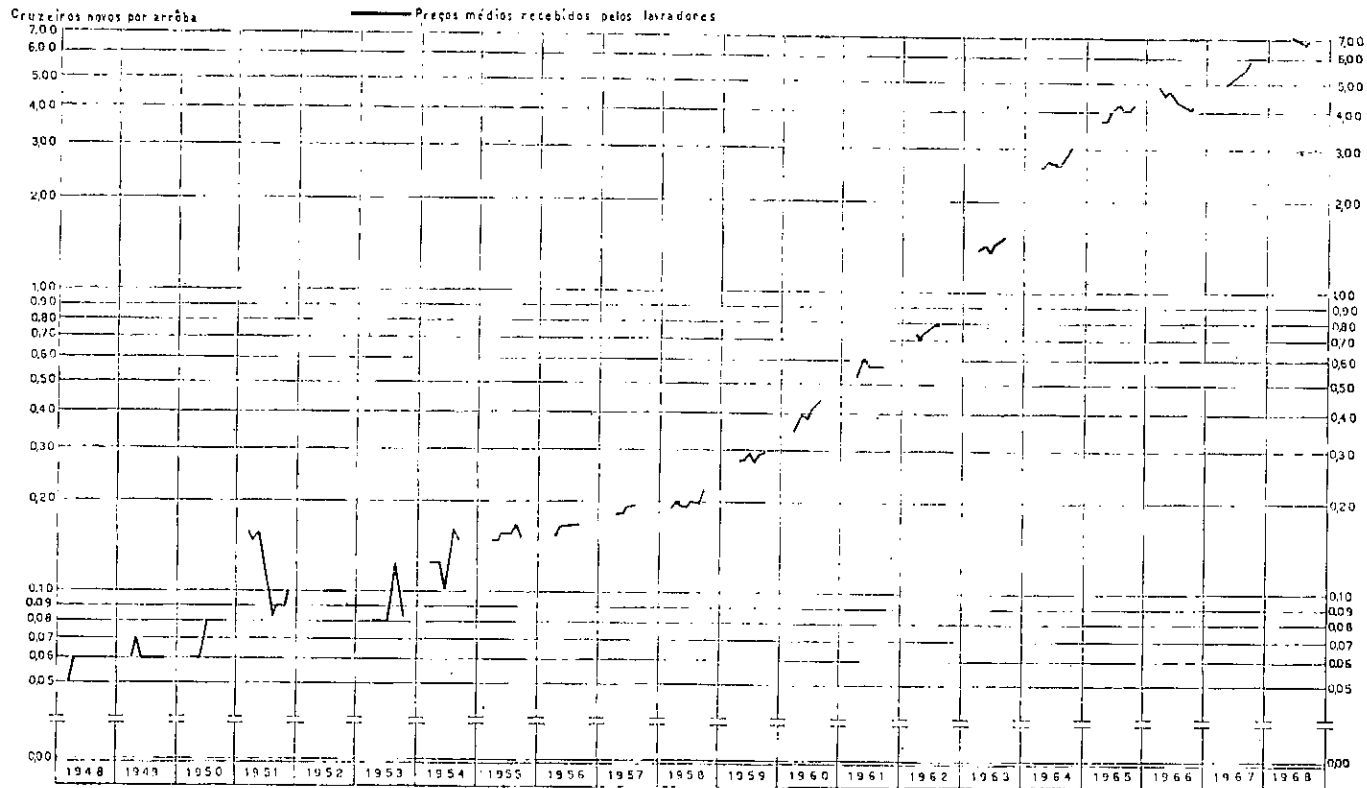


FIGURA 1. — Preços de Algodão em Caroço (NCR\$ 15 kg).

As cotações de algodão em pluma representam o que as usinas cobram do consumidor e do exportador. Foram coletadas pela Bôlsa de Mercadorias de São Paulo (quadro 2).

Aplicaram-se, na determinação do padrão estacional desses dados, os métodos: a) das médias móveis centradas; b) da tendência secular, que é o mais ortodoxo (2).

Efetuuou-se, posteriormente, a comparação dos resultados desses dois métodos.

Para analisar as alterações ocorridas nos índices estacionais durante o período, por mês, utilizou-se, como medida, a taxa percentual média anual de acréscimo ou decréscimo. Ela foi obtida por meio da técnica da regressão.

Observou-se que houve modificações acentuadas, mais ou menos constantes, da taxa do dólar em ocasiões que poderiam alterar o padrão estacional. Avaliou-se esta influência mediante uma análise de covariância.

2.1 — DETERMINAÇÃO DO PADRÃO ESTACIONAL PARA ALGODÃO EM CAROÇO POR MEIO DE MÉDIAS MÓVEIS CENTRADAS (11).

A determinação do padrão estacional dos preços de algodão em caroço foi feita por meio de médias móveis centradas de 8 meses, pois existem cotações desse produto, praticamente, só de março e outubro. Isso, porque a colheita desse produto inicia-se, mais ou menos, em março, terminando, aproximadamente, em julho. Efetuaram-se interpolações nos meses em que não havia cotações. O quadro 3 apresenta as médias móveis centradas no dia 15 de cada mês obtidas para o período de julho de 1948 a maio de 1968.

Os preços originais podem ser, agora, expressos em porcentagem das correspondentes médias móveis centradas. Estas relações aparecem no quadro 4.

QUADRO 2. — Preços de Algodão em Pluma “No Disponível”, Tipo 5 (NCr\$ 15 kg)

Mês	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Jan.	0,61	1,02	1,26	1,52	2,66	3,84	5,54	12,32	15,40	17,14	28,50
Fev.	0,61	0,97	1,24	1,60	2,52	3,88	6,18	12,50	15,18	18,63	28,50
Mar.	0,61	0,88	1,22	1,75	2,47	3,88	7,98	12,47	14,42	19,00	27,73
Abr.	0,64	0,89	1,26	1,95	2,30	3,84	7,85	11,90	14,40	19,00	25,58
Mai.	0,65	0,88	1,37	2,04	2,39	3,85	7,58	12,59	14,40	19,15	24,08
Jun.	0,65	0,88	1,40	1,99	2,43	3,85	7,55	13,76	14,40	19,28	...
Jul.	0,68	0,92	1,44	1,88	2,43	4,04	7,56	13,95	14,40	19,30	...
Ago.	0,72	0,97	1,44	1,90	2,62	4,31	8,26	13,80	14,40	19,63	...
Set.	0,89	1,05	1,44	2,12	3,15	4,74	9,75	13,80	14,40	26,69	...
Out.	0,91	1,07	1,44	2,25	3,21	4,75	10,68	11,99	14,41	22,29	...
Nov.	1,00	1,15	1,46	2,43	3,31	4,78	10,70	14,98	15,11	25,78	...
Dez.	1,03	1,23	1,49	2,63	3,62	4,80	10,80	15,50	15,59	26,90	...
Total	9,00	11,91	16,46	24,06	33,11	50,56	100,43	161,56	176,51	252,79	134,39
Média	0,75	0,99	1,37	2,00	2,75	4,21	8,37	13,46	14,71	21,07	26,88

Fonte: Bolsa de Mercadorias.

QUADRO 3. — Médias Móveis Centradas de 8 Meses dos Preços de Algodão em Carço

(Continua)

Mês	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
Mar.	...	0,06	0,06	0,11	0,09	0,09	0,10	0,13	0,14
Abr.	...	0,06	0,07	0,11	0,09	0,08	0,10	0,13	0,14
Mai.	...	0,06	0,07	0,11	0,09	0,08	0,11	0,14	0,15
Jun.	...	0,06	0,07	0,11	0,09	0,08	0,11	0,14	0,15
Jul.	0,06	0,06	0,08	0,11	0,09	0,09	0,12	0,14	0,15
Ago.	0,06	0,06	0,09	0,10	0,09	0,09	0,12	0,15	0,15
Set.	0,06	0,06	0,10	0,10	0,09	0,09	0,12	0,14	0,16
Out.	0,06	0,06	0,11	0,09	0,09	0,10	0,13	0,14	0,16

— 7 —

QUADRO 3. — Médias Móveis Centradas de 8 Meses dos Preços de Algodão em Caroço

(Conclusão)

Mês	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Mar.	0,17	0,19	0,24	0,34	0,51	0,66	1,06	2,10	3,45	4,26	4,71
Abr.	0,17	0,19	0,25	0,36	0,53	0,69	1,12	2,26	3,65	4,26	4,87
Mai.	0,18	0,20	0,26	0,38	0,55	0,73	1,21	2,41	3,81	4,26	5,06
Jun.	0,18	0,20	0,27	0,40	0,56	0,77	1,32	2,57	3,95	4,27	5,29
Jul.	0,19	0,21	0,28	0,42	0,58	0,82	1,46	2,73	4,07	4,29	5,56
Ago.	0,19	0,22	0,29	0,45	0,60	0,89	1,63	2,87	4,17	4,36	5,58
Set.	0,19	0,22	0,30	0,47	0,61	0,95	1,79	3,04	4,23	4,46	6,06
Out.	0,19	0,23	0,32	0,49	0,63	1,00	1,95	3,24	4,25	4,58	6,27

QUADRO 4. — Relação Percentual dos Preços de Algodão em Caroço às Médias Móveis Centradas de 8 meses

Ano	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro
1948	100	100	100	100
1949	100	117	100	100	100	100	100	...
1950	100	86	86	100	100	89	80	73
1951	125	118	127	100	73	80	90	111
1952	100	100	100	100	100	100
1953	89	100	100	100	89	89	89	...
1954	110	100	100	100	83	92	100	...
1955	100	100	100	100	100	100	93	...
1956	...	100	100	100	100	94	94	...
1957	...	100	100	106	100
1958	100	105	95	95	95	91	95	...
1959	104	100	100	89	93	93
1960	100	100	105	98	98	93
1961	100	113	107	102	95	92
1962	108	101	100	97	93	85
1963	112	107	98	91	83	77
1964	119	113	103	96	90	86	99	...
1965	105	100	105	106	100	97	98	...
1966	107	101	102	97	96	97	93	...
1967	103	104	102	99	95	97	96	...
Total	1.684	1.865	1.930	1.876	1.883	1.748	1.327	384
Média	105,25	103,61	101,58	98,74	94,15	92,00	94,79	96,00

— 6 —

Para cada mês, foram determinadas as médias destas rela-

ções, que nos forneceram os seguintes índices estacionais:

março	= 107	abril	= 106
maio	= 104	junho	= 101
julho	= 96	agosto	= 94
setembro	= 97	outubro	= 97

A "significância" das flutuações foi comprovada mediante a decomposição da variação geral dos dados. De um lado, procurou-se isolar a variabilidade devida às variações entre meses e, de outro, as cíclicas mescladas pelas acidentais. A estimação foi feita com referência à variabilidade residual da série (7).

te significantes (5) as flutuações estacionais (2).

O índice de irregularidade (3) deste modelo estacional (8) foi determinado pela computação, para cada mês, do desvio padrão pela fórmula

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{\alpha^2 - \left(\frac{\sum a}{n}\right)^2}{n - 1}}$$

Pelos resultados do quadro 5, observaram-se serem altamen-

Para o mês de março, por exemplo, obter-se-ia

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{100^2 + \dots + 103^2 - \frac{1684}{16}}{15}} = \pm 8,8.$$

A média destes valores para os 12 meses nos forneceu um índice de irregularidade de aproximadamente 7%.

Na figura 2 tem-se a visualização gráfica do padrão estacional dos preços do algodão em caroço e da zona de variabilidade.

(2) A tabela "F" nos forneceu $F_{(0,01)}(102,7) \simeq 5,74$; neste caso obteve-se "F" = 9,46.

(8) O índice da irregularidade, tecnicamente, é um desvio padrão.

QUADRO 5. — Análise da Variância dos Preços de Algodão em Carço e Prova da Significância das Influências Estacionais.

Natureza da Variação	G.L.	Soma de Quad.	Variância	"F"
Entre médias anuais	19	1.513		
Entre médias mensais	7	3.075	439,14	9,46**
Resíduo	102	4.734	46,41	
Total	128	9.322		

2.2 — DETERMINAÇÃO DO PADRÃO ESTACIONAL PARA ALGODÃO EM PLUMA POR MEIO DE MÉDIAS MÓVEIS CENTRADAS (12).

(As cotações de algodão em pluma apresentam-se numa série cronológica contínua. Isso

possibilitou a utilização de um período menor, de 1958 a 1968 (9). As relações percentuais destes dados originais às médias móveis de 12 meses acham-se no quadro 6 (1). As médias destas relações percentuais forneceram os seguintes índices estacionais:

janeiro	= 104	fevereiro	= 103
março	= 102	abril	= 99
maio	= 98	junho	= 96
julho	= 94	agosto	= 94
setembro	= 102	outubro	= 99
novembro	= 102	dezembro	= 102

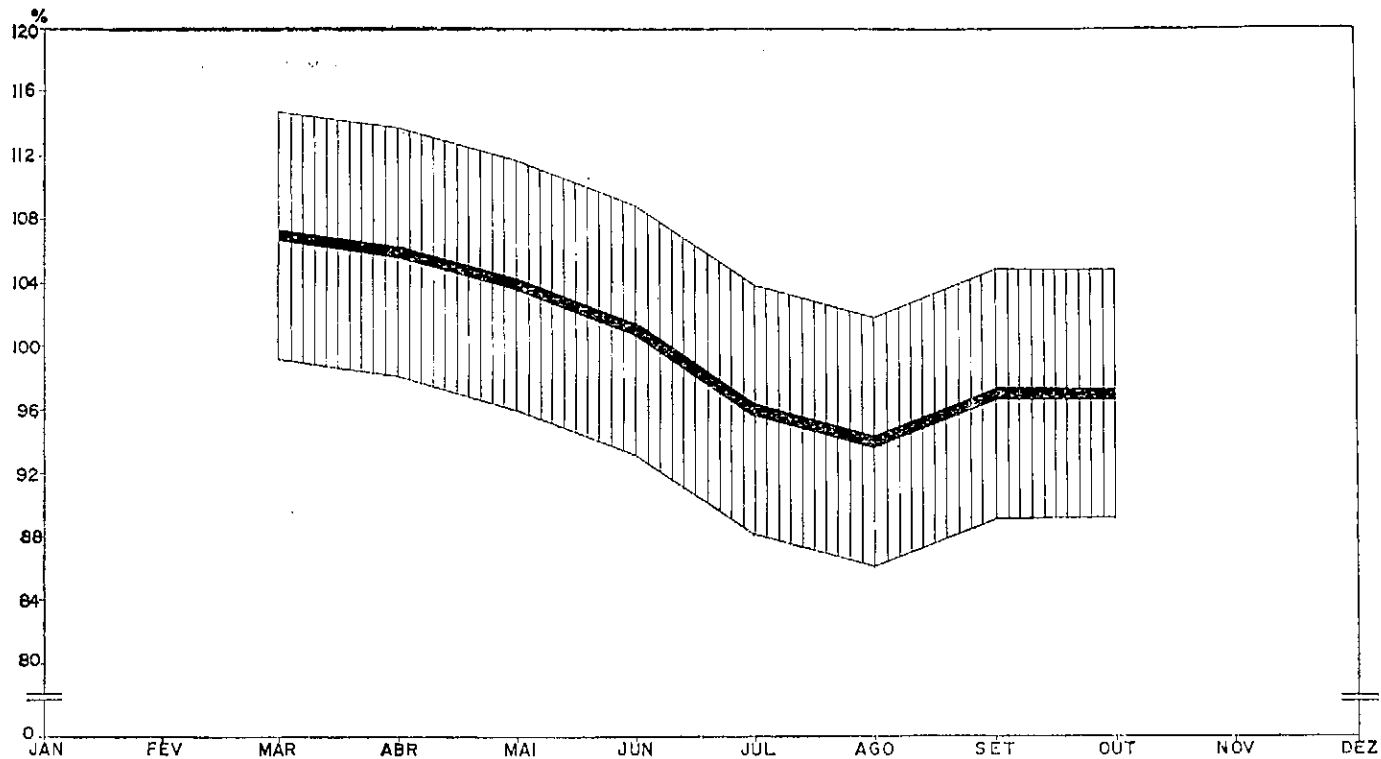


FIGURA 2. — Padrão Estacional e Zona de Irregularidade dos Preços de Algodão em Caracó (1948 a 1968).

No quadro 7 foi medida a significância deste padrão. Comprovou-se a existência de um verdadeiro padrão estacional (4).

O índice de irregularidade foi determinado em torno de 7%.

Na figura 3 temos o padrão estacional dos preços de algodão em pluma.

QUADRO 7. — Análise da Variância dos Preços de Algodão em Pluma e Prova de Significância das Influências Estacionais

Natureza da Variação	G.L.	Soma de quad.	Variância "F"	
Entre médias anuais	9	445		
Entre médias mensais	11	1.333	121,21	2,71*
Resíduo	92	4.122	44,80	
Total	112	5.900		

2.3 — DETERMINAÇÃO DO PADRÃO ESTACIONAL DO ALGODÃO EM CAROÇO COM AUXÍLIO DA TENDÊNCIA SECULAR (5) (3)

Por isso, na aplicação da técnica de regressão, dividiram-se êsses dados em dois sub-períodos: de 1948 a 1957 e de 1958 a 1968.

Analisando os preços de algodão em caroço, no período de 1948 e 1968, constatou-se que apresentam um acréscimo médio muito menor, antes de 1958.

Adaptou-se a forma retilínea da exponencial aos dados de cada sub-período, tendo-se chegado aos seguintes resultados:

(4) A tabela "F" nos forneceu $F_{(0,05)}(92,11 \simeq 2,45)$. Obteve-se um "F" = 2,71.

(5) Agradecemos a colaboração do Dr. Isu Fang do Centro de Cálculos Numéricos da USP, pela colaboração na computação eletrônica destes dados.

QUADRO 6. — Relação Percentual dos Preços Cotados pela Bôlsa de Mercadorias às Médias Móveis Centradas de 12 meses.

Ano	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ag.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1958	88	90	109	108	116	117
1959	113	105	94	93	91	90	92	95	100	99	104	107
1960	105	100	95	96	103	103	104	102	100	97	94	93
1961	93	95	101	109	110	102	92	89	96	100	107	114
1962	113	105	100	90	91	90	87	90	105	103	102	103
1963	105	106	102	98	95	93	95	97	101	94	89	85
1964	93	98	120	111	100	93	88	90	101	107	103	100
1965	109	106	102	95	98	104	103	100	99	99	104	108
1966	106	104	99	98	98	98	98	96	94	92	94	95
1967	102	108	106	101	98	94	90	88	115	94	106	...
Total	939	927	919	891	884	867	937	937	1020	901	1019	922
Média	104	103	102	99	98	96	94	94	102	100	102	102

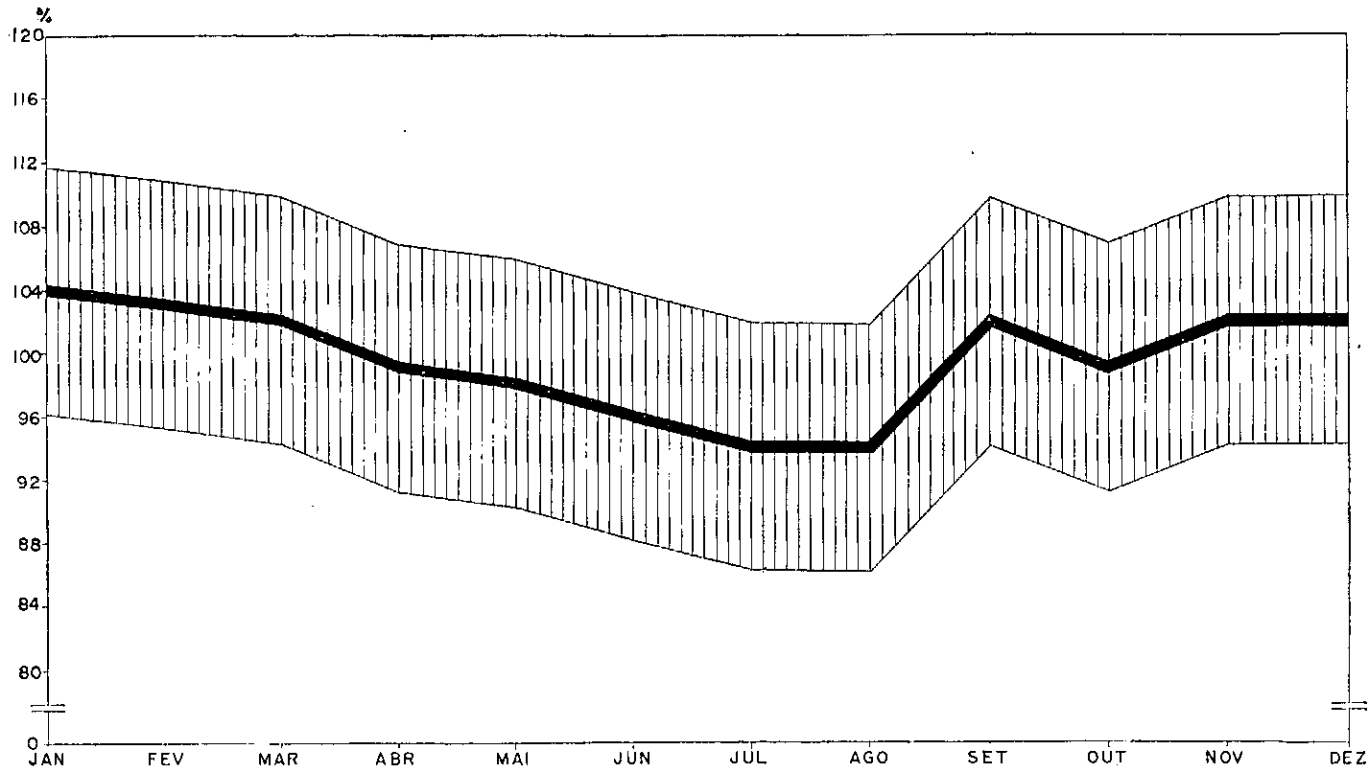


FIGURA 3. — Padrão Estacional e Zona de Irregularidade dos Preços de Algodão em Pluma (1957 a 1968).

Para o primeiro sub-período:

$$\log y = 1,72892 + 0,00683 \times$$

(origem em 1.º de março de 1948, $\times = 1$ mês)

Para o segundo sub-período:

$$\log y = 2,12520 + 0,02988 \times$$

(origem em 1.º de março de 1958, $\times = 1$ mês)

Calcularam-se, por meio destas equações, os valores teóricos, em relação aos quais foram tiradas as porcentagens dos dados originais para determinação dos índices estacionais.

2.4 — DETERMINAÇÃO DO PADRÃO ESTACIONAL PARA ALGODÃO EM PLUMA, COM AUXÍLIO DA TENDÊNCIA SECULAR

Para a série de preços de algodão em pluma, determinou-se a tendência:

$$\log y = 2,71260 + 0,1478 \times$$

(origem em 1.º de janeiro de 1958, $\times = 1$ mês)

Os dois padrões estacionais, determinados com auxílio de tendências seculares, apresentaram um aspecto semelhante ao

determinado pelo método das médias móveis. Ambos apresentaram-se significantes ao nível de 1%.

2.5 — ANÁLISE DINÂMICA DO PADRÃO ESTACIONAL DOS PREÇOS DE ALGODÃO (6)

Trabalhou-se com as relações dos preços de algodão em pluma, sobre as correspondentes médias móveis. Obteve-se as equações logarítmicas, que nos forneceram as taxas seguintes:

Para janeiro:

$$\log y = 2,017648 - 0,00188783 \times$$

(origem em 1963, $\times = 1$ ano, $t = -0,4\%$).

Para fevereiro:

$$\log y = 2,012488 + 0,002754 \times$$

(origem em 1963, $\times = 1$ ano, $t = 0,6\%$).

Para março:

$$\log y = 2,008055 + 0,00583640 \times$$

(origem em 1963, $\times = 1$ ano, $t = 1,3\%$).

Para abril:

$$\log y = 1,994804 + 0,00229821 \\ \times (\text{origem em } 1963, \times = 1 \text{ ano}, \\ t = 0,5\%).$$

Para maio:

$$\log y = 1,991523 + 0,00007553 \\ \times (\text{origem em } 1963, \times = 1 \text{ ano}, \\ t = 0,0\%).$$

Para junho:

$$\log y = 1,983364 + 0,00071335 \\ \times (\text{origem em } 1963, \times = 1 \text{ ano}, \\ t = 0,2\%).$$

Para julho:

$$\log y = 1,970912 + 0,000724896 \\ \times (\text{origem em } 1962, \times = 6 \text{ me-} \\ \text{ses}, t = 0,2\%).$$

Para agosto:

$$\log y = 1,911969 - 0,000157342 \\ \times (\text{origem em } 1962/63, \times = 6 \\ \text{meses}, t = 0,0\%).$$

Para setembro:

$$\log y = 2,007899 + 0,000147881 \\ \times (\text{origem em } 1962/63, \text{ sendo} \\ \times = 6 \text{ meses}, t = 0,0\%).$$

Para outubro:

$$\log y = 1,996373 - 0,0020388993 \\ \times (\text{origem em } 1962/63, \times = 6 \\ \text{meses}, t = 0,5\%).$$

Para novembro:

$$\log y = 2,007030 - 0,001663724 \\ \times (\text{origem em } 1962/63, \times = 6 \\ \text{meses}, t = -0,4\%).$$

Para dezembro:

$$\log y = 2,008595 - 0,00693633 \\ \times (\text{origem em } 1962, \times = 1 \text{ ano}, \\ t = -1,6\%).$$

Na figura 4 encontramos êsses dados numa visualização mais comparativa.

Por êsses resultados, constatou-se que existe uma tendência de pequeno aumento, nos índices estacionais dos meses que poderiam ser considerados, aproximadamente, de safra, durante o período de 1958 a 1968. Êsse acréscimo pode ser considerado, em média, aproximadamente, igual a 0,3% ao ano.

Em relação aos meses de outubro a janeiro, entretanto, po-

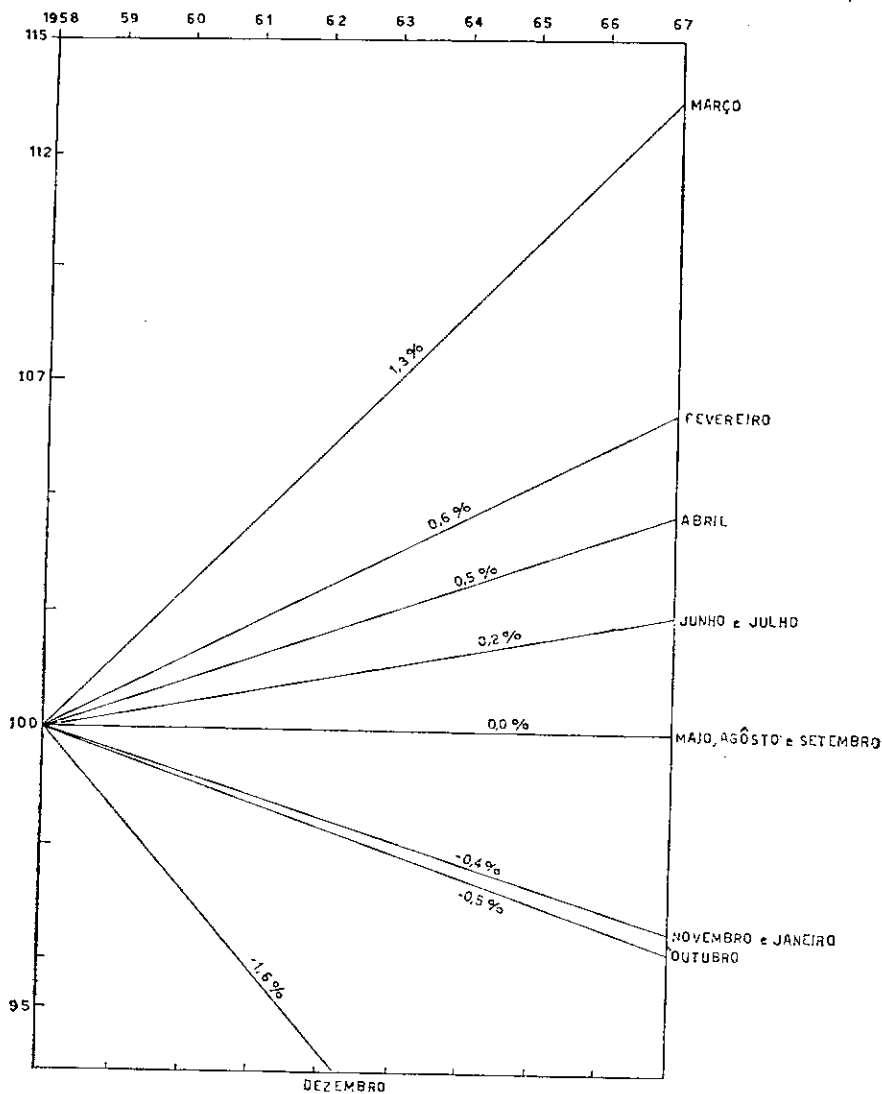


FIGURA 4. — Desenvolvimento das Flutuações Estacionais dos Preços de Algodão em Pluma (1958 a 1968).

de-se dizer que, as relações ou índices estacionais, sofreram considerável decréscimo em suas amplitudes de aproximadamente — 0,8% (13).

Nos gráficos 5 e 6, sintetizamos gráficamente estas conclusões.

No caso do padrão estacional dos preços do algodão, pode-se dizer que houve um pequeno aumento no valor dos índices estacionais nos meses de comercialização intensa. No período de entressafra, entretanto, encontrou-se uma diminuição, nas relações estacionais, consideravelmente maior que a do acréscimo nos meses de safra.

2.6 — INFLUÊNCIA DO DÓLAR

Com relação ao fator institucional-taxa do dólar, levantou-se a hipótese de que, variações na taxa de dólar, no período de agosto a setembro, de cada ano, tendem a exercer maior impacto sobre os preços do algodão, do que em outros meses do ano (quadro 8).

Para testar esta hipótese, cai-

cularam-se, inicialmente as variações percentuais, mês a mês, nas taxas do dólar e nos preços do algodão em pluma (quadros 9 e 10).

Na figura 7, tem-se a visualização dessas porcentagens.

Em seguida, fêz-se a transformação de Bliss (10) destes valores relativos. Para isso, obtiveram-se os valores do arco seno da raiz quadrada das variações percentuais acima citadas. Finalmente, estimaram-se os parâmetros de covariância para estas séries transformadas 1958/67 (quadro 11).

A variabilidade devida a diferenças entre as duas regressões é maior que a devida ao acaso (6). No sentido estatístico ortodoxo, esta análise nos leva à conclusão de que este resultado é apenas “quase significativo”. Entretanto, está nos indicando que a regressão dos preços de algodão sobre os preços do dólar tem um coeficiente, pelo menos duas vezes maior que a regressão entre estas duas séries, no “resto do ano”.

(6) “F”_(0,10) (1,117) 2,75; neste caso obteve-se “F” = 2,27.

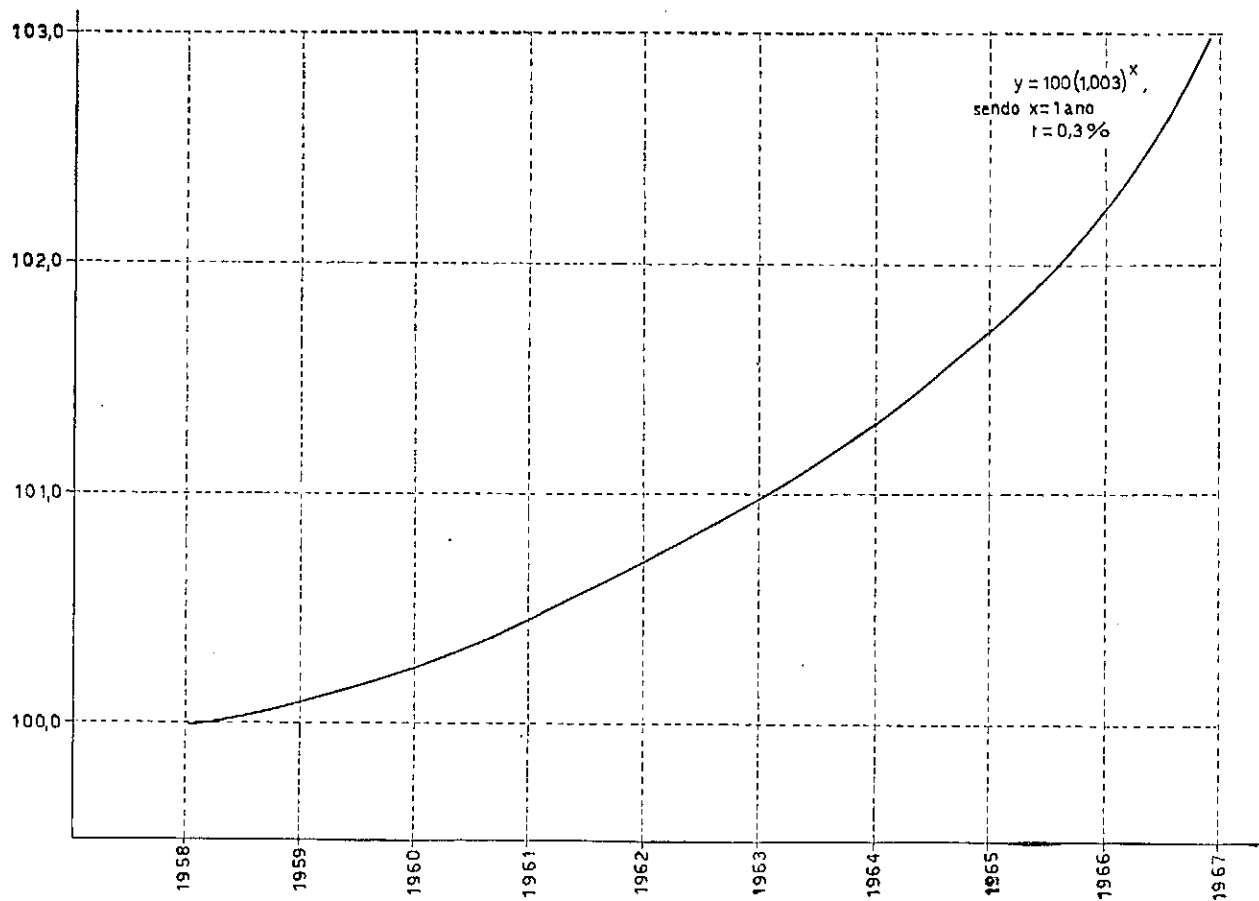


FIGURA 5. — Desenvolvimento das Flutuações Estacionais Crescentes dos Preços de Algodão em Pluma (1958 a 1968).

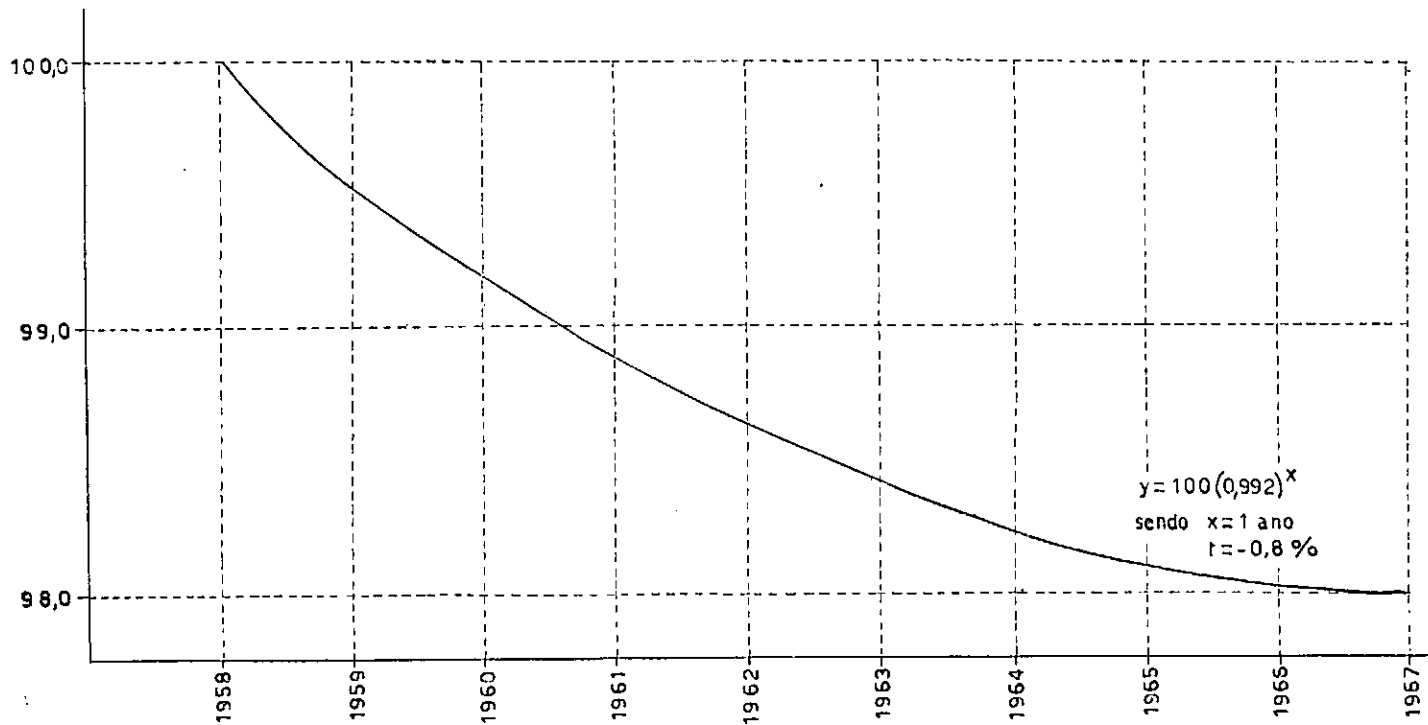


FIGURA 6. — Desenvolvimento das Flutuações Estacionais Decrescentes dos Preços de Algodão (1958 a 1968).

QUADRO 8. — Variações Mensais da Taxa de Câmbio

Mês	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Jan.	65,50	92,87	145,15	188,50	209,51	318,00	475,00	620,00	1.850,00	2.220,00	2.220,00	3.171,12
Fev.	66,30	90,56	142,33	186,24	220,00	318,00	475,00	686,81	1.850,00	2.220,00	2.573,57	3.220,00
Mar.	65,30	103,21	140,07	186,00	246,69	318,00	475,00	1.164,19	1.850,00	2.220,00	2.575,57	3.220,00
Abr.	68,50	113,13	136,96	186,00	282,23	318,00	513,66	1.200,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.220,00
Mai.	73,50	130,42	134,27	186,00	270,12	332,61	620,00	1.200,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.220,00
Jun.	71,00	131,03	137,76	186,00	263,13	358,90	620,00	1.200,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.220,00
Jul.	73,70	134,69	149,69	186,00	264,00	366,41	620,00	1.200,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.220,00
Ago.	79,00	138,39	153,50	186,00	270,16	341,87	620,00	1.233,70	1.850,00	2.220,00	2.715,00	2.277,33
Set.	82,00	157,61	153,50	186,00	293,16	461,00	620,00	1.593,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.661,66
Out.	86,00	146,76	161,72	186,00	303,25	475,00	620,00	1.610,00	1.850,00	2.220,00	2.715,00	3.700,00
Nov.	93,30	141,88	177,30	186,00	307,00	475,00	620,00	1.610,00	3.035,00	2.220,00	2.715,00	3.728,00
Dez.	90,80	138,21	184,10	187,45	307,00	475,00	620,00	1.640,96	2.220,00	2.220,00	2.715,00	3.814,51

Fonte: Dados obtidos no Banco Central do Brasil (as taxas mensais são médias ponderadas pelo número de dias do mês).

QUADRO 9. — Variações Percentuais Mensais (sendo Janeiro = 100) das Taxas de Câmbio

Mês	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Jan.	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Fev.	101,2	107,2	98,0	98,8	105,0	100,0	100,0	110,7	100,0	100,0	115,9	101,5
Mar.	99,7	111,1	96,5	98,6	117,7	100,0	100,0	187,8	100,0	100,0	122,3	101,5
Abr.	104,6	121,8	94,4	98,6	134,7	100,0	108,1	193,5	100,0	100,0	122,3	101,5
Mai.	112,2	140,4	92,5	98,6	128,9	104,6	130,5	193,5	100,0	100,0	122,3	101,5
Jun.	108,4	141,1	94,9	98,6	125,6	112,9	130,5	193,5	100,0	100,0	122,3	101,5
Jul.	112,5	145,0	103,1	98,6	126,0	115,2	130,5	193,5	100,0	100,0	122,3	101,5
Ago.	120,6	149,0	105,8	98,6	128,9	123,2	130,5	199,0	100,0	100,0	122,3	103,3
Set.	125,2	169,7	105,8	98,6	139,9	145,0	130,5	256,9	100,0	100,0	122,3	115,5
Out.	131,3	158,0	111,4	98,6	144,7	149,4	130,5	259,7	100,0	100,0	122,3	116,7
Nov.	142,4	152,8	122,1	98,6	146,5	149,4	130,5	259,7	110,0	100,0	122,3	117,6
Dez.	138,6	148,8	126,8	99,4	146,5	149,4	130,5	264,7	120,0	100,0	122,3	120,3

QUADRO 10. — Variações Percentuais Mensais (sendo Janeiro = 100) das cotações dos preços de algodão

Mês	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Jan.	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	1000,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Fev.	100,0	100,0	95,1	98,4	105,3	94,7	100,0	111,6	101,5	98,6	108,7	100,0
Mar.	100,0	100,0	86,3	98,8	115,1	92,9	101,0	144,0	101,2	93,6	110,9	97,3
Abr.	100,0	104,9	87,3	100,0	128,3	86,5	100,0	141,7	96,6	93,5	110,9	89,8
Mai.	100,0	106,6	86,3	108,7	134,2	89,8	100,0	136,8	102,2	93,5	111,7	84,5
Jun.	103,4	106,6	86,3	111,1	130,9	91,4	100,3	136,3	111,7	93,5	112,5	...
Jul.	101,7	111,5	90,2	114,3	123,7	91,4	105,2	136,5	113,2	93,5	112,6	...
Ago.	100,0	118,0	95,1	114,3	125,0	98,5	112,2	149,1	112,0	93,5	114,5	...
Set.	98,3	145,9	102,9	114,3	139,5	118,4	123,4	176,0	112,0	93,5	155,7	...
Out.	98,3	149,2	104,3	114,3	148,0	120,7	123,7	192,8	113,6	93,6	130,0	...
Nov.	98,3	163,9	112,7	115,9	159,9	124,4	124,5	193,1	121,6	98,1	150,0	...
Dez.	103,4	168,9	120,6	118,3	173,0	136,1	125,0	194,9	125,8	101,2	156,9	...

Fonte: Bolsa de Mercadorias.

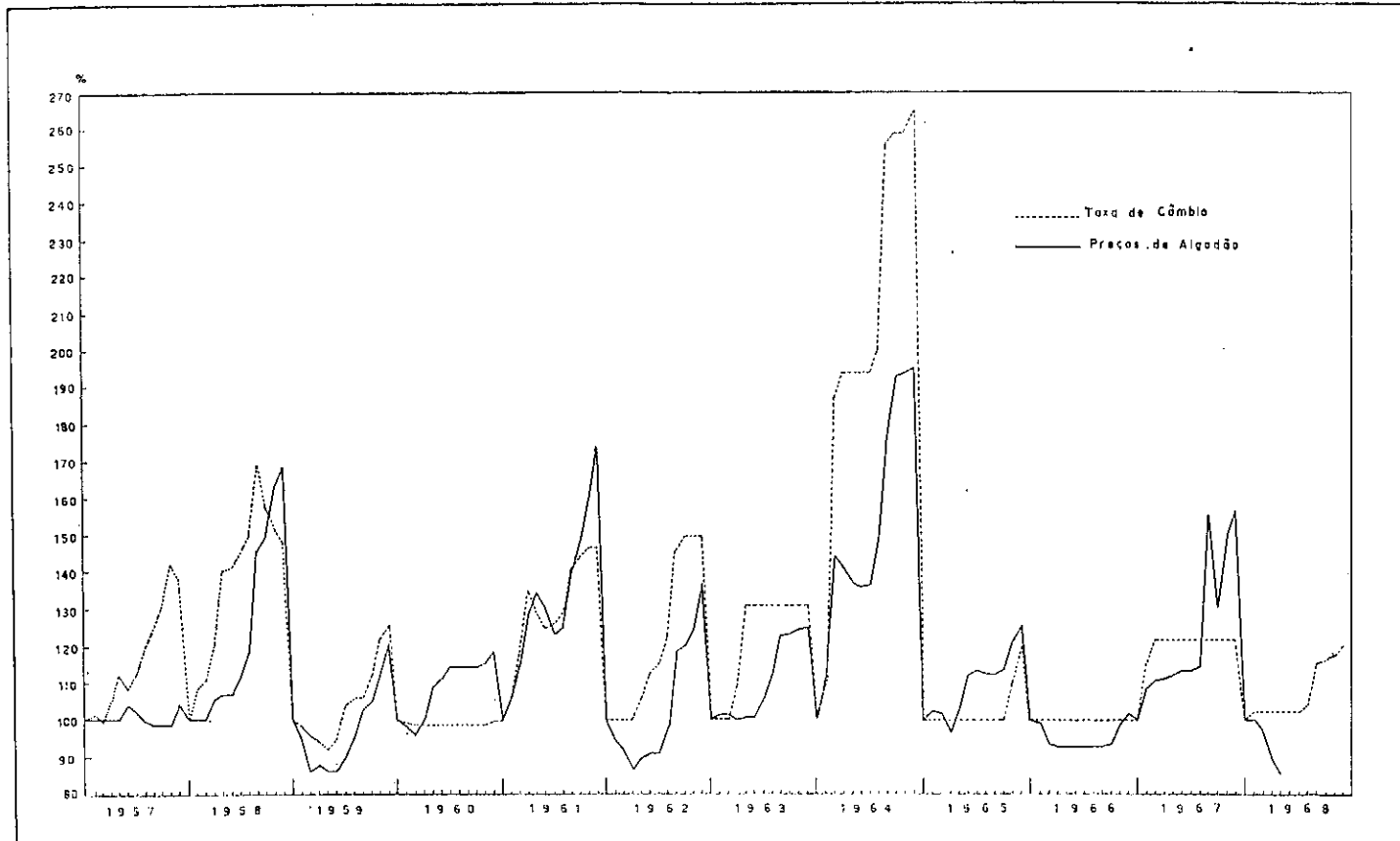


FIGURA 7. — Variações Percentuais Mensais das Taxas de Câmbio e Preços de Algodão.

QUADRO 11. — Análise de Covariância de Preços em Dólar, 1958/67. Variações Percentuais Transformadas Segundo Bliss

Natureza de Covariação	\hat{B}	Desvios de Regressão		Q. M.	"F"
		G. L.	$\Sigma \gamma^2 = \frac{\Sigma (x\gamma)^2}{\Sigma x^2}$		
Ago./Set.	0,615	9	2.461,878	273,542	2,27
Resto do Ano	0,299	108	11.076,189	102,557	
Dentro das Amostras	—	117	13.538,067	115,710	
Coefficiente de Reg.	—	1	262,155	262,155	
Comum	0,365	118	13.800,222	116,951	
Médias Ajustadas	—	1	56,662	56,662	
Total	—	119	13.856,884	—	

Assim, mesmo sem o rigor estatístico do teste de Fisher, pode-se indicar que, variações na taxa de dólar ocorridas no período de agosto a setembro, tendem a resultar em maiores variações no preço de algodão, do que variações na taxa do dólar ocorridas no resto do ano.

3 — INTERPRETAÇÃO ECONÔMICA E CONCLUSÕES

O algodão é plantado na primavera, durante o período de outubro a novembro e colhido no outono, de março a maio. Assim, à concentração da oferta, corresponde um padrão de preços com aspecto descensional, pois a demanda é mais ou menos constante durante o ano todo. Os índices estacionais do algodão atingem, pois, seu mínimo, nos meses de julho e agosto, quando se comercializa “o grosso” das safras. A partir daí, inicia-se o período ascensional do padrão, que atinge a época da entressafra, nos meses de dezembro a março.

Os fatores básicos, que produzem a periodicidade estacional dos preços agrícolas, são, pois, as estações do ano e suas

variações climáticas. Além desses, no caso do algodão, temos que considerar influências institucionais importantes, como o armazenamento e a taxa do dólar.

Em condições técnicas desenvolvidas, uma variação estacional teórica cobriria, apenas, o custo do armazenamento, no caso de o produto ser armazenável.

Um dos fatores, que nos leva a crer que a variação estacional dos preços do produto se distancia dessa afirmação teórica é a inexistência atual do mercado a termo do algodão. Embora a função estabilizadora do mesmo não seja perfeita, sua influência é grande nêsse setor.

Vários fatores vêm dificultando o funcionamento do mercado a termo do algodão; salienta-se, entre nós, o regime de depreciação elevada da moeda, com taxas de inflação altas até 1965. Além da redução de safras, até há bem pouco tempo o mercado de exportação era controlado através das cotas pré-fixadas, o que era

uma proteção ao mercado interno.

Concluindo, todo o produtor ou participante da comercialização do algodão deve conhecer as flutuações estacionais dos

preços e suas tendências de alteração. Isso será útil em suas decisões, em combinação com outros fatores que estejam afetando a oferta e a procura do produto.

LITERATURA CITADA

1. BRYANT, Edward C. Statistical analysis. 2nd ed. New York, McGraw-Hill [c1966] 321p.
2. CROXTON, F. E. & COWDEN, D. J. Applied general statistics. New York, Prentice Hall, 1944. 944p.
3. DAVIES, G. R. & CROWDER, W. F. Methods of statistical analysis in the social sciences. New York, John Wiley [c1933] 355p.
4. ——— & YODER, Dale. Business statistics. 2nd ed. New York, John Wiley, 1941 616p.
5. GOMES, Frederico Pimentel. Curso de estatística experimental. 3.a ed. Piracicaba, Esc. Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1966. 404p.
6. LANGE, Oskar. Introduction to econometrics. Londres, Pergamon Press, 1959. 384p.
7. MILLS, F. C. Metodos estadisticos aplicados a la economia y a los negocios. Madrid, Aguilar, 1962. 744p.

8. PAARLBERG, Don. Seasonal variations of Indiana farm prices. Lafayette, Purdue University, 1951. 29p. (Station bulletin n.º 566).
9. RIGGLEMAN, J. R. & FRISBEE, I. N. Business statistics. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 1951. 818p.
10. SNEDECOR, G. W. Metodos estadisticos aplicados a la investigacion agricola y biologica, traduccion de la quinta edicion en inglés. Mexico, Ed. Continental, 1966. 626p.
11. SUITS, Daniel B. Statistics: an introduction to quantitative economic research. Chicago, Rand McNally, 1962. 260p.
12. TINTNER, Gerhard. Econometrics. New York, John Willey, 1965. 370p.
13. TUTTLE, Alva M. Elementary business economic statistics. New York, McGraw-Hill, 1957. 663p.

ANÁLISE COMPARATIVA DOS PREÇOS DE BOVINOS DE CORTE, AO NÍVEL DO PRODUTOR, ENTRE OS MERCADOS DE MINAS E SÃO PAULO (1)

Eng.os Agr.os José Ferreira de Noronha
Paulo Varela Sendin
João Carlos Vicente Vianna Netto

1 — INTRODUÇÃO

A pecuária de corte é, tradicionalmente, um dos principais produtos da agropecuária mineira e ocupa lugar de destaque, também, no Estado de São Paulo, onde participou com 18,11% na formação da renda bruta da Agricultura, em 1966. Estes dois estados detêm, em conjunto, 34,8% do rebanho nacional e representam os maiores centros de comercialização, tanto da carne como do leite.

Em Minas Gerais, entretanto, observa-se uma tendência de aumento da importância relativa da pecuária de corte na formação da renda agropecuária. A topografia acidentada e

a predominância das terras de cerrado, em grande parte do Estado, parecem limitar o desenvolvimento de uma agricultura mais racional, dando lugar ao crescimento da pecuária.

No Estado de São Paulo, por outro lado, a produção agrícola além de se encontrar em nível de desenvolvimento tecnológico bem mais avançado, encontra condições mais favoráveis ao seu incremento.

Dêste modo, pode-se levantar hipótese de que Minas Gerais se caracteriza como Estado produtor com vistas à exportação de seus excedentes e, São Paulo, como produtor-consumidor, predominando o consumo sôbre a

(1) Os autores agradecem ao Economista Rural Harry W. Ayer pelas sugestões apresentadas na parte de interpretação econômica dos resultados.

produção, o que cria diferenças significativas entre os preços nas duas regiões.

A análise das diferenças de preços, que refletem os efeitos das forças da oferta e procura, intra e inter-regionais são, portanto, de relevância indiscutível para os dois mercados em foco.

As séries de dados existentes permitem uma análise preliminar, porquanto abrangem um período relativamente curto e de grandes modificações políticas e institucionais que, sem dúvida, dificultam a análise econômica.

É importante lembrar, por outro lado, que o levantamento e a divulgação mensal dos preços médios recebidos pelos lavradores iniciaram-se em São Paulo, em junho de 1948, pela ex-Divisão de Economia Rural da Secretaria da Agricultura deste Estado, segundo ARAUJO DIAS (1). Em Minas Gerais, um levantamento semelhante teve início em abril de 1963, pelo Instituto de Economia Rural da Universidade Rural do Estado de Minas Gerais, e prossegue hoje através do Departamento de Estudos Rurais da Secretaria da Agricultura daquele Estado, sendo que a série publicada iniciou-se em julho de 1964.

Vários trabalhos têm sido feitos em São Paulo, usando os dados de preços e já alguns têm surgido em Minas, com a recém-nascida série histórica que cresce rapidamente.

Este estudo tem, como objetivo geral, comparar os preços recebidos pelos produtores dos dois Estados e caracterizar os períodos de safra e entressafra destes dois mercados produtores de bovinos de corte.

São objetivos específicos: a) verificar se existe significância estatística nas variações de preços, devidas às diferenças entre regiões, aos efeitos estacionais, à tendência ao longo dos anos e às várias interações entre estas fontes de variação; b) identificar as diferenças mínimas significativas entre as médias mensais, em um mesmo ano (médias das duas regiões), em uma mesma região (médias dos quatro anos) e entre as médias mensais nos quatro anos e duas regiões simultaneamente.

2 — REVISÃO DE LITERATURA

Diversos autores se têm preocupado com a análise de preços agrícolas, focalizando diferentes ângulos da questão, sobretudo na área de estudos de variação estacional. Os estudos de

análise espacial são mais escassos, embora não percam, em importância, para os primeiros, na formulação de políticas racionais de abastecimento e incentivos à produção.

Dentre outros, podem ser mencionados os seguintes trabalhos, que, de uma ou outra forma, se relacionam com a presente pesquisa:

PEREIRA, et alii (7) publicaram, em 1963, um estudo de variação estacional de preços agrícolas no Estado de São Paulo, abrangendo 21 produtos, através de estimativa do índice de variação estacional, que permitiram isolar os efeitos de fatores temporais de natureza não sazonal.

PANIAGO, (6) analisou as flutuações estacionais de preços do milho no Estado de São Paulo, concluindo que “houve, com o passar dos anos, decréscimo das flutuações nos períodos de safra e acréscimo nos de entressafra, significando que houve decréscimo na amplitude das flutuações na safra e acréscimo na amplitude das flutuações na entressafra, durante o período de 1951-63”.

IRIAS e BRESSAN, (5) estudaram a variação estacional de preços de produtos agrícolas no Estado de Minas Gerais,

usando o método de média móvel de 12 meses, “onde cada preço mensal é expresso como porcentagem de sua tendência”.

WEISS, (11) fez uma análise estatística de variação de preços de cebola entre várias regiões do Estado de São Paulo, usando, como instrumento de trabalho, a “análise de variância fatorial inteiramente ao acaso, com efeitos fixos, tomando a interação tripla como erro aleatório”. Dentre outras conclusões, chegou à de que existe significância estatística “entre os preços dos meses, dos anos, das regiões e da interação meses X anos (tôdas ao nível de 0,1%) e da interação regiões X meses (ao nível de 5%). A interação regiões X anos foi significativa”.

ARRUDA, (2), em pesquisa sobre projeções mensais dos abates de suínos, em São Paulo, como uma função da razão de preços porco/milho, encontrou que “flutuações na oferta de porcos e na relação de preços são unidirecionais, com uma defasagem de 18 meses, e as flutuações do preço de porcos com respeito à oferta estão em direção oposta”.

CARDINALI, (3) comparou os preços de laranjas, no comércio atacadista de Belo Hori-

zonte, provenientes de São Paulo e Minas, concluindo:

a) “a variedade pêra mineira, ao contrário do previsto, já acompanha, de perto, em quantidade, a pêra paulista, no mercado de Belo Horizonte”; b) “os preços da laranja mineira são sempre menores que os obtidos pelo produto de São Paulo”, o que, segundo o autor, poderia ser explicado pela “melhor apresentação do produto paulista, que vem geralmente mais limpo, bem colhido, embalado em caixa e transportado em caminhões com uma só carga (laranja). A laranja mineira, além de suja (poeira, pragas, doenças), é mal colhida, vem acondicionada em sacos, que são colocados sôbre tôda a espécie de objetos e, ainda, os sacos suportam outro tanto de objetos e pessoas. O meio de transporte é o pior possível para a laranja mineira”; c) “o atacadista de Belo Horizonte paga mais para o produtor paulista em relação ao mineiro, sendo que, algumas vezes, as quantidades das duas procedências são bem próximas”.

TOLEDO e NORONHA, (10), em recente estudo sôbre a suinocultura no Triângulo Mineiro, analisaram o comportamento dos preços recebidos pelos produtores, concluindo: “os preços reais do suíno em três

períodos, janeiro a agosto de 1964, janeiro a março de 1965 e fevereiro a maio de 1967, apresentaram ligeira elevação. Nos demais períodos a tendência de queda sempre predominou, ocorrendo, em dezembro de 1967, preços reais inferiores aos do ano básico. Esta situação pode ser um forte argumento a favor da predominância, na região, de sistemas extensivos de criação que objetivam, ao que parece, apenas complementar as explorações do milho o gado bovino”.

3 — METODOLOGIA

Foram usados nesta pesquisa dados do Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo e do Departamento de Estudos Rurais da Secretaria da Agricultura de Minas Gerais, sôbre os preços recebidos pelos Agricultores destes Estados. As análises foram feitas com os preços corrigidos pelo índice 2 da Conjuntura Econômica — Fundação Getúlio Vargas, como meio de eliminar os efeitos da inflação sôbre as variações dentro e entre os anos em estudo. Considerou-se para fins de análise o período compreendido pelos anos agrícolas de 1964/65 a 1967/68, para os quais os autores dispõem de informações homogêneas, referentes aos mercados em foco.

Usou-se, na análise da variância dos preços, o esquema fatorial em que os fatores têm efeitos fixos, com delineamento inteiramente ao acaso e cujo modelo matemático é o seguinte:

$$Y_{ijk} = M + A_i + B_j + C_k + AB_{ij} + AC_{ik} + BC_{jk} + ABC_{ijk}$$

onde:

$i = 1, 2, 3, 4$ anos

$j = 1, 2, 3, \dots, 12$ meses

$k = 1, 2$, regiões

Y_{ijk} = preço no i -ésimo ano, j -ésimo mês e k -ésima região

M = média geral dos preços observados

A_i = efeito devido ao i -ésimo ano

B_j = efeito devido ao j -ésimo mês

C_k = efeito devido à k -ésima região

AB_{ij} = efeito devido à interação ano \times mês

AC_{ik} = efeito devido à interação ano \times região

BC_{jk} = efeito devido à interação mês \times região

ABC_{ijk} = efeito devido à interação tríplice ano \times mês \times região.

A interação tríplice foi considerada como erro aleatório, sendo utilizada como resíduo na análise de variância, SCHEFFE (9).

Para a comparação entre as médias, foram usados os testes de Tukey e Duncan, conforme indica PIMENTEL GOMES (8). No teste de Tukey, para a comparação de duas médias, calcula-se a diferença mínima significativa entre as mesmas através da fórmula:

$$d = q \frac{s}{\sqrt{r}}$$

onde: d = diferença mínima significativa

s = desvio padrão residual

r = número de repetições usadas no cálculo de cada média

q = valor da amplitude total estudentizada para uso no teste de Tukey.

No teste de Duncan, para a comparação de mais de duas

médias, calcula-se a diferença mínima significativa entre duas médias quaisquer do conjunto, abrangidas pelo contraste, através da fórmula:

$$D = z \frac{s}{\sqrt{r}}$$

onde:

D = amplitude total mínima significativa

s = desvio padrão residual

r = número de repetições usadas no cálculo de cada média

z = valores da amplitude total estudentizada para uso no teste de Duncan

O uso do modelo fatorial apresenta as seguintes vantagens, segundo CONAGIN (4): a) obtenção de respostas bem mais gerais; b) possibilidade de avaliação da interação dos fatores; c) quando se introduz um novo fator no experimento, a informação acêrca do mesmo é inteiramente gratuita.

4 — RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 — ANÁLISE DE VARIÂNCIA DOS PREÇOS NO PERÍODO ESTUDADO

Feita a análise de variância dos preços correntes e dos pre-

ços deflacionados, verificou-se a existência de significância estatística ao nível de 1% de probabilidade para tôdas as fontes isoladas, exceto para a interação ano X região, em ambos os casos, e a interação mês X região, que deu significância estatística apenas ao nível de 5%, para os preços deflacionados (quadro 1).

Os efeitos isolados dos anos, meses e regiões podem ser explicados com base na Teoria Econômica, como se segue:

a) Efeitos anos, significativos, se explicam pela flutuação na produção, como resposta a preços pagos aos produtores em anos anteriores. Esta resposta da produção aos preços tem diferentes defasagens no tempo para diferentes produtos, girando em tórno de 5 anos na criação de gado bovino, em regiões onde predominam os processos tradicionais de criação extensiva, podendo ser um número menor de anos em países de tecnologia avançada.

b) Variações nos preços entre meses refletem custos de espera do produto "estocado" no decurso de um mesmo ano agrícola. Preços baixos tendem a ocorrer nos meses de maior comercialização do produto, aumentando à medida em que aumenta a permanência do

Quadro 1. — Análise de Variância dos Preços Correntes e dos Preços Deflacionados ⁽¹⁾ de Boi Gordo, nos Estados de Minas e São Paulo, 1964/65 — 67/68

Fonte de variação	Gráus de liberdade	Soma dos quadrados		Quadrado médio		Valôres de F	
		Correntes	Deflacionados	Correntes	Deflacionados	Correntes	Deflacionados
Ano (A)	3	1.765,9055	48.283,34	588,6351	16.094,44	1.923,644 ^a	189,41 ^a
Mês (M)	11	84,1246	7.583,34	7,6476	689,39	24,992 ^a	8,11 ^a
Região (R)	1	8,0388	2.604,17	8,0388	2.604,17	26,270 ^a	30,65 ^a
A X M	33	139,1785	32.766,66	4,2175	992,92	13,782 ^a	11,09 ^a
A X R	3	1,3449	245,83	0,4483	81,94	1,465 ^{n.s.}	0,964 ^{n.s.}
M X R	11	0,5994	245,84	0,0544	22,34	0,178 ^a	0,263 ^b
A X M X R	33	10,1003	2.804,17	0,3060	84,97	—	—
Total	95	2.009,2920	94.533,34	—	—	—	—

(1) Preços em cruzeiros novos (correntes) e em cruzeiros velhos de 1953 (deflacionados) por arroba ao nível do produtor.

a = significativa ao nível de 1%; b = significativa ao nível de 5%; e
n.s. = não significativa ao nível de 5% de probabilidade.

gado nas invernações, sobretudo no período da seca, quando o rebanho deixa de ganhar peso, dada a forte escassez de forragem, onerando os custos de produção de boi gordo.

c) Diferenças significativas nos preços entre as duas regiões podem estar refletindo excedentes de produção em uma região, ao mesmo tempo em que ocorre falta do produto na outra região. Esta conclusão é forte argumento a favor da não rejeição da hipótese formulada acerca dos mercados produtores em estudo.

As grandes distâncias que separam as áreas produtoras de gado de corte, em Minas, do maior centro consumidor, que é a capital de São Paulo, são outra causa importante de diferenças entre os preços recebidos pelos produtores dos dois Estados.

d) A interação ano X mês, sendo significativa, tende a refletir diferenças nos preços mensais ao longo dos anos, por modificações do fluxo de entrada do produto, provocadas por efeitos climáticos ocasionais. A grande seca de 1962/63, por exemplo, afetou significativamente a produção daquela safra, provocando uma elevação dos preços.

e) A não significância da interação ano X região, por outro lado, deixa antever a possibilidade de que a produção de gado de corte permaneceu sem modificações relevantes, em importância relativa, entre Minas e São Paulo, no período estudado. WEISS (11) encontrou resultado semelhante, ao analisar o preço da cebola em São Paulo, concluindo não ter havido "deslocamento geográfico da cultura durante os anos em questão". O autor se referia aos anos de 1961 a 1963.

f) A significância da interação mês X região reflete variações no fluxo da entrada do boi-gordo no mercado consumidor. Também, pode ser explicada por inovações tecnológicas na produção, como é o caso da engorda em confinamento, a suplementação alimentar na época seca, uso de sais minerais, inseminação artificial, com maior controle sobre a época da parição, além de outros fatores.

4.2 — CONTRASTES ENTRE MÉDIAS PELOS TESTES DE TUKEY E DUNCAN

A comparação das médias mensais do período em foco permite identificar os meses de preços elevados, médios e baixos, tanto em Minas como em São Paulo (quadro 2).

QUADRO 2. — Contrastes entre Médias Mensais dos Preços Deflacionados (1) de Boi Gordo em Minas e São Paulo, 1964/65 — 1967/68

Minas Gerais		São Paulo		Média dos dois Estados	
Média	Mês	Média	Mês	Média	Mês
195,00	junho	205,00	junho	200,00	junho
195,00	julho	205,00	julho	200,00	julho
200,00	agosto	210,00	agosto	205,00	agosto
200,00	maio	210,00	maio	205,00	maio
202,50	abril	217,50	março	210,00	abril
207,50	setembro	217,50	abril	213,75	setembro
210,00	março	220,00	setembro	213,75	março
212,50	janeiro	225,00	dezembro	220,00	janeiro
215,00	fevereiro	225,00	fevereiro	220,00	fevereiro
217,50	outubro	227,50	janeiro	223,75	outubro
220,00	novembro	230,00	outubro	224,75	dezembro
222,50	dezembro	230,00	novembro	225,00	novembro

(1) Em cruzeiros velhos de 1953 por arrôba, ao nível do produtor.

Nota: As médias ligadas por barra não apresentam diferenças significativas ao nível de 1% de probabilidade.

Verifica-se que há certa semelhança na variação dos preços em uma e outra região, o que permite, com base no teste de Duncan, classificar os meses como se segue: a) meses de preços altos — outubro, novembro e dezembro; b) meses de preços baixos — junho e julho; c) meses de preços decrescentes — janeiro, fevereiro, março, abril e maio; d) meses de pre-

ços crescentes — agosto e setembro.

Ao se fazerem as comparações entre as médias de preços referentes a cada ano agrícola em estudo, constata-se que as médias anuais de preços correntes aumentaram de 1964/65 a 1966/67, mas não houve diferença estatisticamente significativa, ao nível de 1% de probabilidade, entre os preços de 1966/67 e

QUADRO 3. — Contrastes entre Médias Anuais de Preços Correntes de Boi Gordo, em Minas e São Paulo, 1964/65-67/68 (1)

Ano Agrícola	Minas Gerais	São Paulo	Média dos dois Estados
1964/65	6,72	7,00	6,86
1965/66	11,25	12,19	11,72
1966/67	16,79	17,35	17,07
1967/68	16,96	17,49	17,23

(1) Em cruzeiros novos por arrôba, ao nível do produtor.

Nota: As médias ligadas por barras não apresentam diferenças significativas ao nível de 1% de probabilidade.

1967/68. Este fato se verificou tanto para cada região isoladamente como para as médias das duas regiões (quadro 3).

Esta relativa estabilização dos preços correntes, nos dois últimos anos da análise, pode ser explicada pelo efeito da política tributária que, pela introdução do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICM), provocou uma redução brusca no preço, ao nível do produtor, com a consequente retração da oferta do produto.

Considerados os preços deflacionados, para o mesmo período, observou-se que, na realidade, houve uma redução acentuada. Assim, a média dos preços de 1967/68 foi inferior às de 1965/66 e 1966/67, em-

bora superior à de 1964/65, em São Paulo e na média das duas regiões, segundo o teste de Duncan, ao nível de 1% de probabilidade. Para o Estado de Minas Gerais, a média dos preços deflacionados de 1967/68 não apresentou diferença significativa, ao nível de 1% de probabilidade, em relação a 1964/65. Ou seja, os preços de 1967/68 caíram a níveis iguais aos de 1964/65 naquele Estado (quadro 4).

4.3 — ANÁLISE GRÁFICA

Analisando a figura 1, é possível constatar que os preços em São Paulo têm se mantido em nível mais elevado no período em estudo, quando se considera a média dos quatro anos.

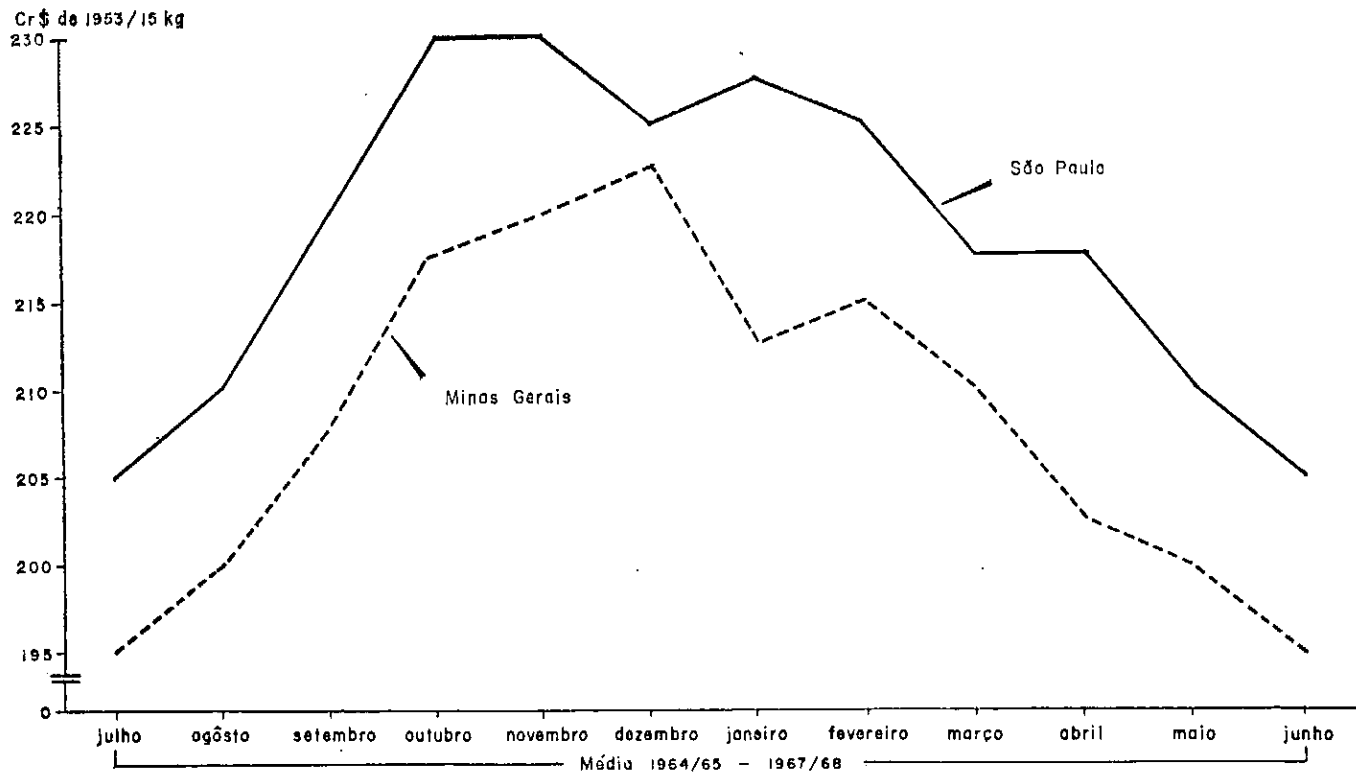


FIGURA 1. — Evolução Estacional dos Preços Deflacionados de Bovinos para Corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo. Médias Mensais do Período 1964/65 a 1967/68.

QUADRO 4. — Contrastes entre Médias Anuais de Preços Deflacionados
(1) de Boi Gordo em Minas e São Paulo, 1964/65-67/68

Ano Agrícola	Minas Gerais	São Paulo	Média dos dois Estados
1964/65	183,33	190,83	187,08
1967/68	193,33	202,50	197,92
1965/66	215,83	231,67	223,75
1966/67	240,00	249,17	244,58

(1) Em cruzeiros velhos de 1953 por arrôba, ao nível do produtor.
Nota: As médias ligadas por barras não apresentam diferenças significativas ao nível de 1% de probabilidade.

Observa-se, também, uma ascensão dos preços, a partir de julho, que atinge o máximo em novembro, no Estado de São Paulo, e em dezembro em Minas Gerais. Tudo indica que a diferença de preços entre estes Estados, que aumenta em outubro e novembro, torna, não só possível, mas, também, compensadora a venda do produto de Minas e demais Estados vizinhos (Goiás, Mato Grosso e Paraná), em São Paulo. A entrada de gado destas áreas em uma mesma época faz baixar, em São Paulo, o preço médio no mês de dezembro, quando se aproxima ao preço vigente em Minas. Daí em diante, continua em queda, embora sofra aumentos temporários, até atingir o mínimo em junho, quando parece estar disponível todo o gado de corte engordado no período das águas, bem como a

parte do rebanho misto (leiteiro não especializado) e de trabalho ou produção de leite, rejeitado, anualmente, no processo de renovação do rebanho.

Assim, o tempo necessário à colocação do produto de áreas vizinhas ao Estado de São Paulo — por falta de comunicação viária adequada, grandes distâncias e mesmo o deficiente sistema de informação de preços na grande parte da área produtora — faz com que o preço se mantenha elevado em São Paulo por um espaço de tempo maior do que em Minas Gerais.

A figura 2, onde se considera todo o período, ano a ano, permite observar-se que os preços médios se comportam de maneira semelhante nos dois

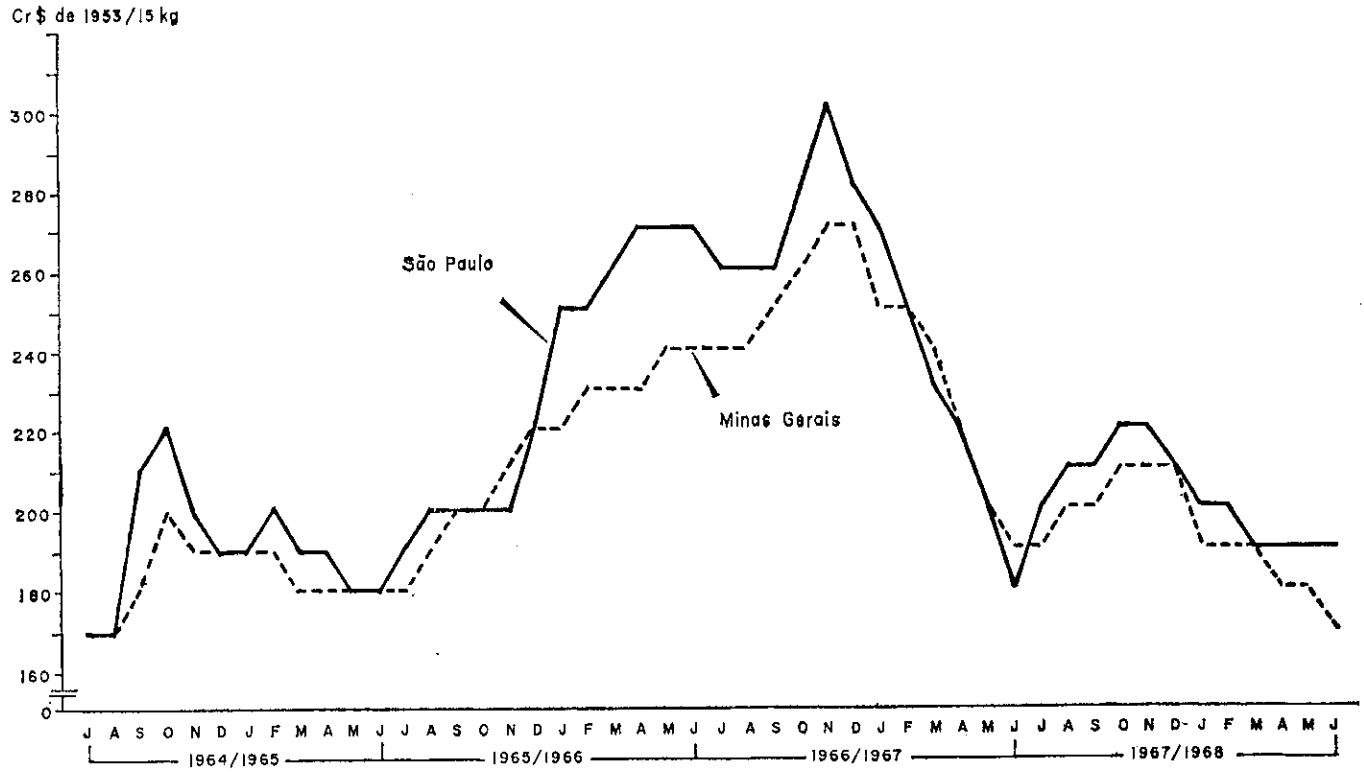


FIGURA 2. — Evolução dos Preços Médios Mensais Deflacionados de Bovinos para Corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, de julho de 1964 a junho de 1968.

Estados. Com raras exceções, o preço em Minas Gerais é inferior ao de São Paulo, onde a demanda é maior do que a oferta.

Os preços se mostram com uma tendência de elevação até janeiro de 1967, quando começa a vigência de Imposto sobre Circulação de Mercadorias. A partir desse mês, soma-se, à queda provocada pela estacionalidade da produção, o efeito da nova política fiscal, o que provoca, em junho, a redução dos preços reais a níveis semelhantes aos de 1964/65.

Verifica-se, também, que há uma recuperação dos preços no período da entressafra — outubro, novembro —, mas sem atingir os níveis alcançados em 1965/66 e 1966/67.

Por outro lado, uma análise dos índices econômicos da pecuária de corte, para o Estado de São Paulo, evidencia que, embora os índices de preços tenham crescido, esse crescimento não acompanhou a inflação, especialmente nos últimos três anos. Seria de se esperar que os preços subissem mais que a inflação, pois houve neste período, uma queda acentuada na produção que chegou a níveis iguais aos de vinte anos passados.

Através de índices de valor, nota-se que a queda da renda do setor foi algo mascarada pela inflação, no índice de base fixa, mas, ao se compararem os valores de cada ano com o ano anterior — índice de base móvel —, nota-se que a perda é contínua nestes últimos anos (quadro 5).

QUADRO 5. — Índices Econômicos de Bovinos de Corte no Estado de São Paulo, no período de 1964/68 (1)

Ano	Índice de		Índice de valor	
	Preços correntes	Produção	Base fixa	Base móvel
1964	4.922	128	6.290	182
1965	7.896	128	10.093	160
1966	15.143	100	15.191	151
1967	15.671	117	18.375	121
1968 (2)	17.490	102	17.831	97

(1) Base: 1948-52 = 100.

(2) Sujeito a modificações.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

4.4 — PERÍODOS DE SAFRA E ENTRESSAFRA

As análises gráficas e estatísticas permitem identificar três períodos bem distintos dentro do ano agrícola: um período de preços altos, outro de preços baixos e um terceiro de transição.

Os meses de outubro a fevereiro de anos consecutivos podem ser considerados de entressafra nas duas regiões. É neste período que o rebanho adquire peso por influência da melhoria natural das pastagens e condições climáticas favoráveis.

Como meses tipicamente de preços baixos ou de safra tem-se o período de abril a agosto, em Minas Gerais, e maio a agosto, em São Paulo. Os meses de março e setembro se apresentam como limites de transição entre os períodos de safra e entressafra.

5 — SUMÁRIO E CONCLUSÕES

A importância da pecuária bovina para Minas Gerais e São Paulo, que se eleva a 34,8% do rebanho nacional, justificou a realização deste estudo.

O objetivo geral foi efetuar uma comparação dos preços recebidos pelo criador de gado

de corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo e caracterizar os períodos de safra e entressafra nestes dois Estados produtores.

Usavam-se dados mensais para o período de 1964/65 a 1967/68, coletados pelo Departamento de Estudos Rurais da Secretaria da Agricultura de Minas Gerais e pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura de São Paulo. Fêz-se a análise de variância com o esquema fatorial, em que os fatores têm efeitos fixos com delineamento inteiramente ao acaso e usou-se os testes de Tukey e Duncan para comparações entre médias.

Feitas as análises gráfica e estatística dos resultados chegou-se, entre outras, às seguintes conclusões: a) diferença significativa entre preços, ao nível de 1% de probabilidade, para tôdas as fontes de variação isoladas, exceto para a interação ano X região, tanto para os preços correntes como deflacionados, e a interação mês X região que deu significância apenas ao nível de 5%, no caso dos preços deflacionados: b) os preços em São Paulo têm se mantido em nível mais elevado, considerando-se a média do período, o que leva a aceitação da hipótese de que Minas seja predominantemente produtor de

gado de corte — relativamente à sua demanda por êste produto — enquanto São Paulo caracteriza-se por apresentar uma oferta insuficiente para atender à demanda interna, necessitando da importação do produto de Estados vizinhos: c) as médias anuais de preços correntes — aumentaram de 1964/65 a 1966/67, mas não houve diferença estatisticamente significativa, ao nível de 1% de probabilidade, entre os preços de 1966/67 e 1967/68; d) os preços deflacionados refletiram uma redução acentuada, no período estudado. Assim, 1967/68 foi inferior a 1965/66 e 1966/67, embora superior a 1964/65, em São Paulo e na média dos dois Estados. Em Minas Gerais, a média de 1967/68 não apresentou diferença significativa, ao nível de 1% de probabilidade, em relação a 1964/65; e) o período de entressafra, nas duas regiões, abrange os meses que vão de outubro a fevereiro de anos consecutivos. O período de safra, em Minas, ao que tudo indica, vai de abril a agosto e, em São Paulo, de maio a agosto. Os meses de março e setembro se apresentam como limites de transição entre os períodos de safra e entressafra.

LITERATURA CITADA

1. ARRUDA, M. L. C. Projeções mensais dos abates de suínos em função da relação de preços porco-milho. *Agricultura em São Paulo* 12(11/12):23-38. 1965.
2. CARDINALI, L. R. Laranjas no comércio atacadista de Belo Horizonte. *Seiva* (63):5-12. 1967.
3. CONAGIN, A. Princípios de técnica experimental e análise estatística de experimentos. Campinas, Instituto Agrônomo, 1961. 236p. (Mimeografado).
4. DIAS, R. Araújo. Levantamento dos preços médios recebidos pelos lavradores. *Agricultura em São Paulo* 7(2):37-48. 1960.

5. GOMES, F. Pimentel. Curso de estatística experimental. 2.^a ed. Piracicaba, Universidade de São Paulo, 1963. 384p.
6. IRIAS, L. J. M. & BRESSAN, M. Estimativa da variação estacional dos preços de alguns produtos agrícolas no Estado de Minas Gerais. Seiva (64):4-28. 1967.
7. PANIAGO, E. Flutuações estacionais no preço do milho, no Estado de São Paulo. Ceres 13(73):66-80. 1966.
8. PEREIRA, I. F., JUNQUEIRA, P. C. & CAMARGO, M. N. de. Variação estacional dos preços agrícolas no Estado de São Paulo. Agricultura em São Paulo 10(4):3-67. 1963.
9. SCHEFFE, H. The analysis of variance. 3rd ed. New York, John Wiley, 1963. 477p.
10. TOLEDO, A. & NORONHA, J. F. Suinocultura no Triângulo Mineiro. Informativo Estatístico de Minas Gerais (43):5-24. 1968.
11. WEISS, J. Uma análise estatística da variação dos preços da cebola no Estado de São Paulo. Piracicaba, Universidade de São Paulo, 1964. 13p. (Mimeografado).

ESTUDO DA VARIABILIDADE DO USO DE FATÔRES DE PRODUÇÃO EMPREGADOS NA CULTURA DO ALGODÃO

Eng.º Agr.º Cyro Okamoto

Eng.º Agr.º Caio T. Yamaguishi

1 — INTRODUÇÃO

Os estudos sobre uso dos fatores de produção empregados nas diversas culturas, realizados pelo Instituto de Economia Agrícola, têm sido dirigidos para se obterem dados médios. Essas médias são importantes para se saber, aproximadamente, o valor dessa medida de tendência central, que representa a situação geral da agricultura paulista. Paralelamente, têm sido levantadas, também, informações sobre diversos estágios de tecnologia, porém, sempre se tomando a média dos dados levantados.

É sabido que as informações obtidas por entrevistas diretas junto aos lavradores têm certa amplitude de variação, quer por ser informação estimativa, quer por existir, realmente, uma va-

riação dos rendimentos na utilização dos fatores. Sabe-se, também, que ao se levantarem dados durante várias vezes e em diversas ocasiões, poder-se-á obter informações diferentes.

Por estas razões, muitas vezes se depara com situações em que a variação na utilização de um determinado fator de produção seja tão grande que a simples indicação da média não reflete a situação real.

No presente trabalho, pretende-se estudar a variabilidade do uso de insumos, por operação, empregados na cultura do algodão, utilizando-se de medidas de dispersão ou variabilidade. De acordo com as informações analisadas, procurou-se explicar as causas das variações.

2 — MATERIAL E MÉTODO

O presente estudo utilizou-se de dados levantados no município de Birigüí, durante o ano agrícola de 1963/64.

Foram obtidas informações de dezoito agricultores pertencentes à Associação de Estudos Agrícolas, da Alta Noroeste, entidade que congrega proprietários rurais que procuram o aprimoramento da técnica para elevar a produtividade dos insumos empregados na lavoura do algodão.

Os dados foram levantados em quatro fases, durante o ciclo da cultura, obtendo-se as informações com maior precisão do que se realizasse apenas uma entrevista.

Para a obtenção dos dados, foram utilizados formulários especialmente elaborados para este tipo de trabalho, onde foram anotados os dias de serviço de mão-de-obra, máquinas e veículos, empregados em cada operação.

Com os dados disponíveis e quando possíveis, foram realizados testes de significância entre os grupos de observações, utilizando-se o teste "t". Foram calculados os limites fiduciais de confiança, para serem

conhecidos os limites superior e inferior em que poderão ser encontrados os valores da média, cuja variação seja devido ao acaso.

Este estudo, baseado na análise da medida de dispersão ou variabilidade, tem como principais elementos: a) desvio, afastamento ou erro padrão da amostra; b) coeficiente de variabilidade de Pearson; c) erro padrão da média.

O erro padrão da amostra significa que, quanto maior o seu valor, os termos da série de dados têm maior dispersão, estando menos concentrados (1). Sua fórmula matemática é:

$$s = \sqrt{\frac{S. Q. D.}{N - 1}}$$

onde, s = Erro padrão da amostra

S. Q. D. = Soma dos Quadrados dos Desvios

$$S. Q. D. = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

sendo, N = número total das observações

X = valores das observações

O coeficiente de variabilidade de Pearson é o erro padrão em relação à média aritmética

dos valores, expresso em percentagem. É uma medida relativa que dá melhor compreensão da dispersão em relação à média dos dados, podendo ser comparada com outras amostras que apresentam médias de valores diferentes (3). O coeficiente de variabilidade é dado pela fórmula:

$$C. V. = \frac{100 \cdot s}{\hat{m}}$$

onde, C.V. = Coeficiente de variabilidade

s = Erro padrão da amostra

\hat{m} = Média aritmética

O erro padrão da média significa que, se forem obtidos vários conjuntos de dados, ter-se-iam diversas estimativas para a média, com os quais poderiam ser calculados novos desvios-padrão. Esse seria o erro padrão da média. Há uma fórmula que permite obter o erro padrão da média, $s(\hat{m})$, sem ser preciso colher novas amostras (1).

O erro padrão da média é dado pela fórmula:

$$s^2(\hat{m}) = V(\hat{m}) = \frac{s^2}{N}$$

portanto,

$$s(\hat{m}) = \sqrt{\frac{s^2}{N}} = \frac{s}{\sqrt{N}}$$

onde, $s(\hat{m})$ = Erro padrão da média

V(\hat{m}) = Variância da média

s = Erro padrão da amostra

N = Número de observações

Por último, foram calculados os limites fiduciais para as médias estimadas, para se conhecer em que limites poderão ser esperados os valores cujas variações sejam devidas ao acaso (2). Para tal, utilizou-se a fórmula $I = \hat{m} \pm t_{0,05} s(\hat{m})$

onde, I = limites fiduciais

\hat{m} = estimativa da média

$t_{0,05}$ = valor de "t" a 5% de nível de significância com N-1 graus de liberdade

$s(\hat{m})$ = erro padrão da média

3 — RESULTADOS E DISCUSSÕES

Foram analisadas, isoladamente, as operações realizadas na cultura do algodão.

3.1 — ARAÇÃO

A operação de aração era realizada com tratores pequenos

ou médios, com duas ou três bacias, respectivamente e efetuada apenas uma vez.

Analisando-se as dezoito observações, foram obtidos os seguintes dados, conforme quadro 1.

QUADRO 1. — Dias de Serviço de Aração por Alqueire (2,42 ha) na Cultura de Algodão, Média de 18 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüí, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Aração	1,19	0,50	42%	0,120

Os limites fiduciais de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior de 1,44 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior de 0,94 dias de serviço/alq.

As principais causas das variações de dias de serviço de aração por alqueire seriam: a) potência do trator; b) caracte-

rísticas físicas e umidade do solo; c) método de aração.

Correlacionada à potência do trator, verificou-se ser esta operação efetuada com arado de dois discos para tratores pequenos e arado de três discos para tratores de potência média. Decorrente deste fato, procurou-se separar as observações e testou-se a significância entre as médias, através do teste de "t", (quadro 2).

QUADRO 2. — Teste “t” — Comparação entre as Médias de Dias de Serviço de Aração por Alqueire entre Tratores Médios e Pequenos

Amostra	Número de observações	Gráus de liberdade	Média de amostras	Soma dos quadrados
Tratores médios (3 discos)	12	11	1,42	2,368
Tratores pequenos (2 discos)	6	5	0,75	0,128
Total	18	16 Difer.	0,67	2,496

Com os dados acima, foi calculado o valor de “t” como segue:

$$V = \frac{2,496}{16} = 0,156$$

$$s_{\bar{d}} = \sqrt{0,156 \left(\frac{1}{12} + \frac{1}{6} \right)} = 0,197$$

$$t = \frac{\text{diferenças entre médias}}{s_{\bar{d}}} = \frac{0,67}{0,197} = 3,40$$

$$t = 3,40^{**}$$

O valor de “t” encontrado, é suficientemente grande para se rejeitar a hipótese de que não há diferença entre as médias. Em outras palavras, o “t” é significativo ao nível de 1% de probabilidade, de-

monstrando que há uma diferença entre as médias.

Portanto, nas análises mais pormenorizadas de aração, quando efetuadas com tratores médios e pequenos, devem ser consideradas como populações distintas.

3.2 — GRADEAÇÃO

A média de 18 gradeações calculadas (valor modal do número de vêzes na mesma área foi de 4 gradeações) deu 0,34

dias de serviço por alqueire, por vez.

Calculadas as medidas de dispersão, foram obtidos os seguintes resultados, (quadro 3).

QUADRO 3. — Dias de Serviço de Gradeação por Alqueire e por Vez na Cultura de Algodão, Média de 18 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Item	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Gradeação	0,34	0,12	13%	0,020

Os limites fiduciais de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior a 0,38 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior a 0,30 dias de serviço/alq.

Procurou-se testar, igualmente, esta operação, separando-a em duas amostras, uma com grades de 20 a 24 discos puxados por tratores pequenos e outra com 28 a 32 discos puxados por tratores médios, (quadro 4).

QUADRO 4. — Teste "t" — Comparação entre as Médias de Dias de Serviço de Gradeação por Alqueire e por Vez, entre Tratores Médios e Pequenos

Amostra	Número de observações	Gráus de liberdade	Média de amostras	Soma dos quadrados
Tratores pequenos (20 a 24 discos)	12	11	0,365	1,4553
Tratores médios (28 a 32 discos)	6	5	0,303	0,0158
Total	18	16 Difer. =	0,062	1,4711

Fazendo-se os cálculos, como no procedimento anterior, foi obtido o valor de "t" = 0,409, indicando que as duas médias

não diferem estatisticamente, sendo as flutuações devidas ao acaso.

3.3 — TRATAMENTO DE SEMENTES

O tratamento de sementes era realizado com tambor rotativo acionado manualmente.

Dos dezoito empresários, foram encontrados sete que utilizavam êsse tipo de operação, cujos resultados foram os seguintes, (quadro 5).

QUADRO 5. — Dias de Serviço de Tratamento de Sementes por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 7 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüí, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Tambor rotativo	0,20	0,10	50%	0,038
Mão-de-obra	0,28	0,11	39%	0,041

Verificou-se que a utilização do tambor rotativo variou grandemente, podendo ser explicado, unicamente, pelo maior ou menor tempo de tratamento às sementes. Os dados não permitiram análises pormenorizadas.

adubadeira de duas linhas, traçadas por um trator pequeno. Duas observações tiveram que ser eliminadas, uma por usar plantadeira-adubadeira à tração animal e outra por usar implemento muito diferente dos outros.

3.4 — PLANTIO E ADUBAÇÃO

O serviço de plantio e adubação era realizado em uma única operação com a plantadeira-

Foram obtidos os seguintes resultados, conforme o quadro 6.

QUADRO 6. — Dias de Serviço de Plantio e Adubação (1) por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 16 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüí, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Plantadeira-adubadeira	0,58	0,25	43%	0,065
Mão-de-obra	1,54	0,61	39%	0,150

(1) A mão-de-obra inclui o transporte, carga e descarga de adubo dentro da propriedade.

Os limites fiduciais de confiança, ao nível de 5% de probabilidade, para o serviço de plantio e adubação, estão entre:

- a) Plantadeira-adubadeira:
 limite superior de 0,72 dias de serviço/alq.
 limite inferior de 0,44 dias de serviço/alq.
- b) Mão-de-obra:
 limite superior de 1,86 dias de serviço/alq.
 limite inferior de 1,22 dias de serviço/alq.

As variações na operação de plantio e adubação podem ser explicadas pelos seguintes motivos:

- a) variações no espaçamento de plantio;
- b) velocidade imprimida pelo trator;

c) melhor disposição de sementes e adubos no campo;

d) facilidade de manobras do trator.

3.5 — CULTIVO MECÂNICO (COM ADUBAÇÃO EM COBERTURA)

A operação de cultivo mecânico com adubação em cobertura era realizado com cultivadeira de 11 enxadinhas para 2 linhas, adaptando-se à adubadeira. O conjunto era tracionado pelo trator pequeno. Foram eliminadas 2 observações que utilizavam o cultivo à tração animal. Realizavam-se, em média, 3 vezes a operação na mesma área.

Obtiveram-se os seguintes resultados, conforme o quadro 7.

QUADRO 7. — Dias de Serviço de Cultivo Mecânico por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 16 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüí, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Cultivadeira	0,41	0,10	24%	0,025
Mão-de-obra	0,57	0,31	54%	0,078

Com os dados acima, foram calculados os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, para a operação da cultivadeira e da mão-de-obra utilizada para essa operação:

a) Cultivadeira:

limite superior de 0,46 dias de serviço/alq.

limite inferior de 0,36 dias de serviço/alq.

b) Mão-de-obra:

limite superior de 0,75 dias de serviço/alq.

limite inferior de 0,41 dias de serviço/alq.

A operação de cultivo mecânico é relativamente homogênea quanto ao uso da cultivadeira, sendo que a pequena variação seria motivada pela velocidade

do trator; a mão-de-obra varia grandemente, variação essa causada pela utilização ou não de uma pessoa auxiliar na operação.

3.6 — CULTIVO MANUAL

O cultivo manual era feito logo após cultivo mecânico, sendo uma operação complementar, para limpar o resto de ervas daninhas próximas ao algodoeiro.

Apesar desta operação ser, normalmente, realizada por empreitada, obtiveram-se informações sobre a exigência de mão-de-obra, em 13 propriedades. A operação era repetida, em média, 3 vezes na mesma área.

Obtiveram-se os seguintes resultados, conforme o quadro 8.

QUADRO 8. — Dias de Serviço de Cultivo Manual por Alqueire e por Vez na Cultura de Algodão, Média de 13 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Mão-de-obra	4,25	2,40	56%	0,670

Os limites fiduciais de confiança, a 1% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior de 6,30 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior de 2,20 dias de serviço/alq.

Verificou-se, nesta operação, grande variabilidade de dias de serviço, motivado por múltiplos fatores, entre outros, os intrínsecos aos tipos de pessoas utilizadas (homens, mulheres e crianças).

3.7 — DESBASTE

A operação de desbaste era realizada 14 a 15 dias após a germinação, para deixar de 4 a 6 plantas por metro linear.

Esta operação também era realizada, normalmente, por empreitada, pagando-se por 100 metros lineares. Apesar disto puderam ser obtidas informações sobre a exigência de mão-de-obra em 15 propriedades.

Obtiveram-se os seguintes resultados, conforme quadro 9.

QUADRO 9. — Dias de Serviço de Desbaste por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 15 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Item	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Mão-de-obra	5,58	2,40	43%	0,620

Os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior de 6,91 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior de 4,25 dias de serviço/alq.

As variações são grandes, devidas ao tipo de mão-de-obra e à prática das pessoas.

Devido a essas variações grandes de rendimentos de serviços, é que as operações de cultivo manual e desbaste são normalmente trabalhos por empreitada.

3.8 — POLVILHAMENTO

A operação de polvilhamento era realizada por máquinas especiais de polvilhar, acopladas aos tratores, sendo utilizados, normalmente, os tratores pequenos.

Verificou-se grande variação no número de polvilhamento,

durante o ciclo da cultura, realizando-se de 8 a 18 vezes, sendo que o mais comum é entre 12 a 14 vezes.

Analisando-se as 18 observações em conjunto, obtiveram-se os seguintes dados, conforme quadro 10.

QUADRO 10. — Dias de Serviço de Polvilhamento por Alqueire e por Vez na Cultura de Algodão, Média de 18 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Ítem	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Polvilhadeira	0,07	0,02	40%	0,006
Mão-de-obra	0,09	0,05	60%	0,012

Os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, estão entre:

- a) Polvilhadeira:
 - limite superior de 0,08 dias de serviço/alq.
 - limite inferior de 0,06 dias de serviço/alq.
- b) Mão-de-obra:
 - limite superior de 0,11 dias de serviço/alq.
 - limite inferior de 0,07 dias de serviço/alq.

Verificando-se a existência de dois tipos de polvilhadeira: a polvilhadeira jacto tipo Haramoto e a polvilhadeira de cano único, procurou-se testar estatisticamente, a existência de alguma diferença entre elas.

Realizando-se o teste "t" entre dois tipos de polvilhadeira, verificou-se que é estatisticamente insignificante e, portanto, o rendimento é uma variação devida ao acaso.

3.9 — PULVERIZAÇÃO

A pulverização era feita com pulverizadores "John Bean" para 6 linhas e acopladas a um trator pequeno. Foram encontrados dois pulverizadores para 8 a 10 linhas.

Eram realizadas, normalmen-

te, de 2 a 3 pulverizações durante o ciclo.

Tendo analisado 15 observações em que se realizavam pulverizações com aqueles pulverizadores mais comuns, encontraram-se os seguintes dados conforme quadro 11.

QUADRO 11. — Dias de Serviço de Pulverização por Alqueire e por Vez na Cultura de Algodão, Média de 15 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Item	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Pulverizador	0,21	0,13	62%	0,034
Mão-de-obra	0,30	0,19	63%	0,046

Os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, para a operação de pulverização, estão entre:

a) Pulverizador:

limite superior de 0,28
dias de serviço/alq.
limite inferior de 0,14
dias de serviço/alq.

b) Mão-de-obra:

limite superior de 0,39
dias de serviço/alq.
limite inferior de 0,21
dias de serviço/alq.

As prováveis causas das variações foram: velocidade do trator e distância da fonte de água para se fazer a mistura do inseticida.

3.10 — TRANSPORTE INTERNO

O transporte interno era realizado com trator e carreta, utilizado, normalmente, para o transporte de adubos, de água para pulverização e do algodão colhido para o galpão ou terreiro.

Foram analisadas 15 observações onde foi possível a obtenção de informações, em dias de serviço de transporte interno, conforme quadro 12.

QUADRO 12. — Dias de Serviço de Transporte Interno por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 15 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Item	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Trator com carreta	1,08	1,11	103%	0,29

Os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior de 1,70 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior de 0,46 dias de serviço/alq.

Verifica-se que a variabilidade de dias de serviço de transporte interno por alqueire é grande, sendo que as principais causas das variações poderiam ser explicadas pela distância da

sede ao local de plantio e ao volume transportado.

3.11 — ROÇADA

A roçada era realizada com implementos especiais, a roçadeira, tracionada pelo trator pequeno ou médio conforme disponibilidade.

Tendo analisado 15 observações em que se realizavam esta operação, obtiveram-se os seguintes dados conforme quadro 13.

QUADRO 13. — Dias de Serviço de Roçada por Alqueire na Cultura de Algodão, Média de 15 Observações e Medidas de Dispersão, Birigüi, São Paulo, 1963/64

Item	Dias de serviço por alqueire — média —	Erro padrão da amostra	Coefficiente de variação	Erro padrão da média
Roçadeira	0,43	0,13	30%	0,03

Os limites fiduciais de confiança, a 5% de probabilidade, estão entre:

- a) limite superior de 0,49 dias de serviço/alq.
- b) limite inferior de 0,37 dias de serviço/alq.

As principais causas das variações seriam a potência do trator e o crescimento vegetativo do algodão.

3.12 — OUTRAS OPERAÇÕES

Diversas outras operações, que eram realizadas na cultura do algodão, não puderam ser analisadas por terem sido medidas estritamente em valores monetários, e os agricultores não puderam dar maiores informações sobre dias de serviços utilizados nessas operações. São elas: colheita, despesas com colhedores, ensacamento e transporte do algodão à máquina de benefício.

4 — SUMÁRIO E CONCLUSÃO

Verificou-se a existência de variações de dias de serviço em operações por alqueire, que puderam ser analisadas com maiores minúcias e outras em que faltaram elementos para melhor compreender as variabilidades dos dados.

Na aração, verificou-se que a variação pode ser explicada pela potência do trator. Na gradeação, apesar de se utilizarem tratores diferentes em potência, não se verificou resultado estatisticamente significativo. No polvilhamento, a diferença de tipos de polvilhadeiras também se mostrou ser estatisticamente insignificante.

Com os dados de erro padrão da amostra, s , e a média aritmética dessas observações, foram obtidos os valores de coeficiente de variabilidade, onde foram mostradas as variações em relação à média, medidas percentualmente.

Com os dados da média aritmética das observações, \hat{m} , do erro padrão da média, $s(\hat{m})$, e do número de observações, N , (para se obter na tabela de "t" o valor deste com $N - 1$ graus de liberdade), e utilizando-se da fórmula de limites fiduciais de confiança, foram obtidos os valores superiores, entre os quais poderão ser encontrados os valores para a média, em outros levantamentos que se fizerem, quando forem tomadas observações cujos níveis de tecnologia sejam homogêneos aos aqui estudados.

Os dias de serviço em operações por alqueire, que variam

pouco, ao redor de 20 a 30% em relação à média, foram: (quando separados conforme potência do trator), gradeação, cultivo mecânico (para a cultivadeira), roçada e transporte de pessoal para colheita.

As outras operações, que variam em tórno de 40 a 60% em relação à média, foram: tratamento de semente, plantio e adubação, cultivo manual, desbaste, polvilhamento, pulverização e transporte interno.

O número de observações no presente trabalho é pequeno, podendo dar margem a dúvidas quanto à validade para generalizações, porém, acredita-se que isto seria verdadeiro se a amostra fôsse bastante heterogênea,

o que não é o presente caso, onde os 18 agricultores pertencentes à Associação de Estudos Agrícolas, da Alta Noroeste, procuram melhorar o nível técnico e homogeneizar o empreendimento da cultura do algodão, quando “descobrem” que dão melhores resultados.

O presente trabalho é uma primeira tentativa para estudar a variabilidade do uso de fatores na cultura do algodão, usando o método estatístico de análise da medida de dispersão ou variabilidade.

Ao se ter o valor médio de uma série de observações, é interessante conhecer-se o quanto varia, para poder analisar e criticar êsses valores.

LITERATURA CITADA

1. GOMES, F. P. Curso de estatística experimental. 2.^a ed. Piracicaba, Universidade de São Paulo, 1963. 384p.
2. TOMPKIN, J. R. Estatística e método de pesquisas em ciências sociais rurais. Piracicaba, Universidade de São Paulo, 1967. 2v. (Mimeografado).
3. WAUGH, A. E. Elementos de estatística. Pôrto Alegre, Editôra Globo, 1959. 489p.