

## 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 <sup>(1)</sup> 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 <sup>a</sup>	189,41 <sup>a</sup>
Mês (M)	11	84,1246	7.583,34	7,6476	689,39	24,992 <sup>a</sup>	8,11 <sup>a</sup>
Região (R)	1	8,0388	2.604,17	8,0388	2.604,17	26,270 <sup>a</sup>	30,65 <sup>a</sup>
A X M	33	139,1785	32.766,66	4,2175	992,92	13,782 <sup>a</sup>	11,09 <sup>a</sup>
A X R	3	1,3449	245,83	0,4483	81,94	1,465 <sup>n.s.</sup>	0,964 <sup>n.s.</sup>
M X R	11	0,5994	245,84	0,0544	22,34	0,178 <sup>a</sup>	0,263 <sup>b</sup>
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 invernadas, 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.

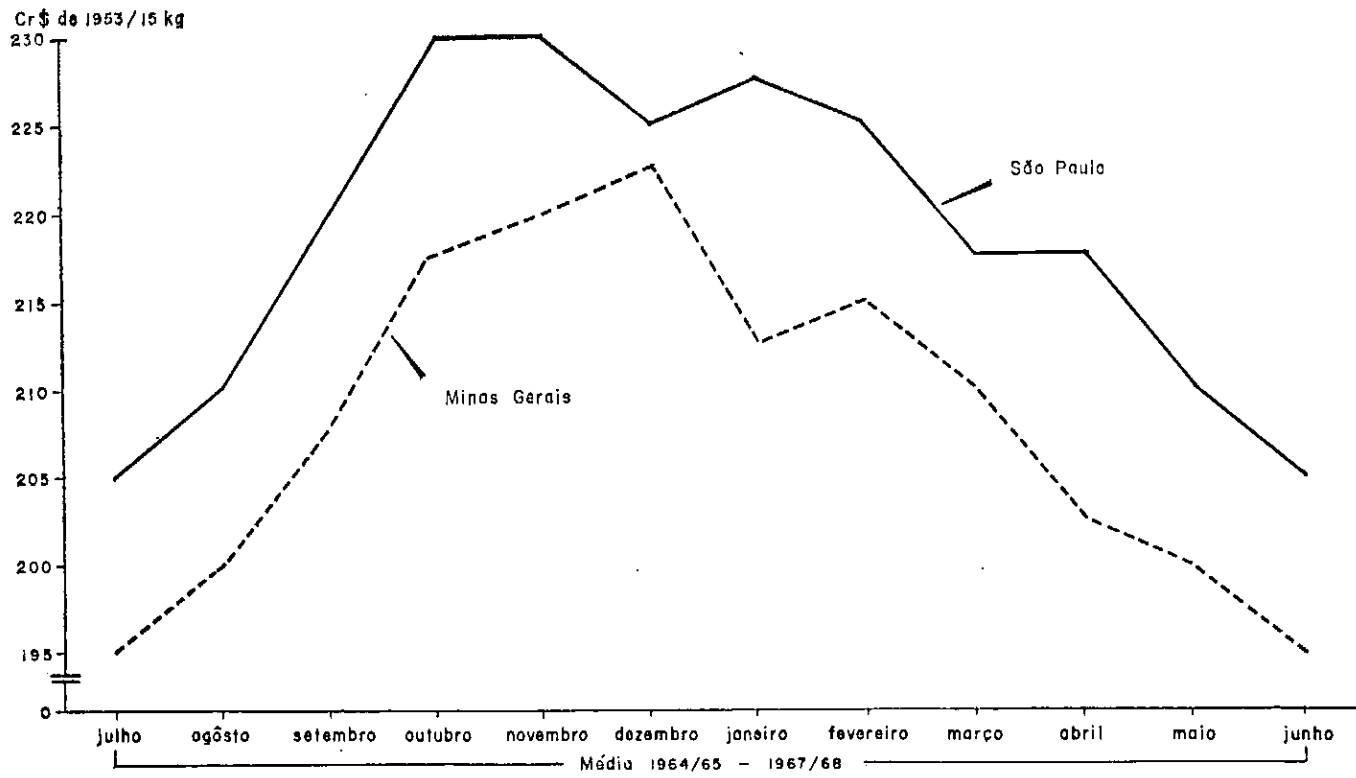


FIGURA 1. — Evolução Estacional dos Preços Deflacionados de Bovinos para Corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo. Médias Mensais do Período 1964/65 a 1967/68.

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

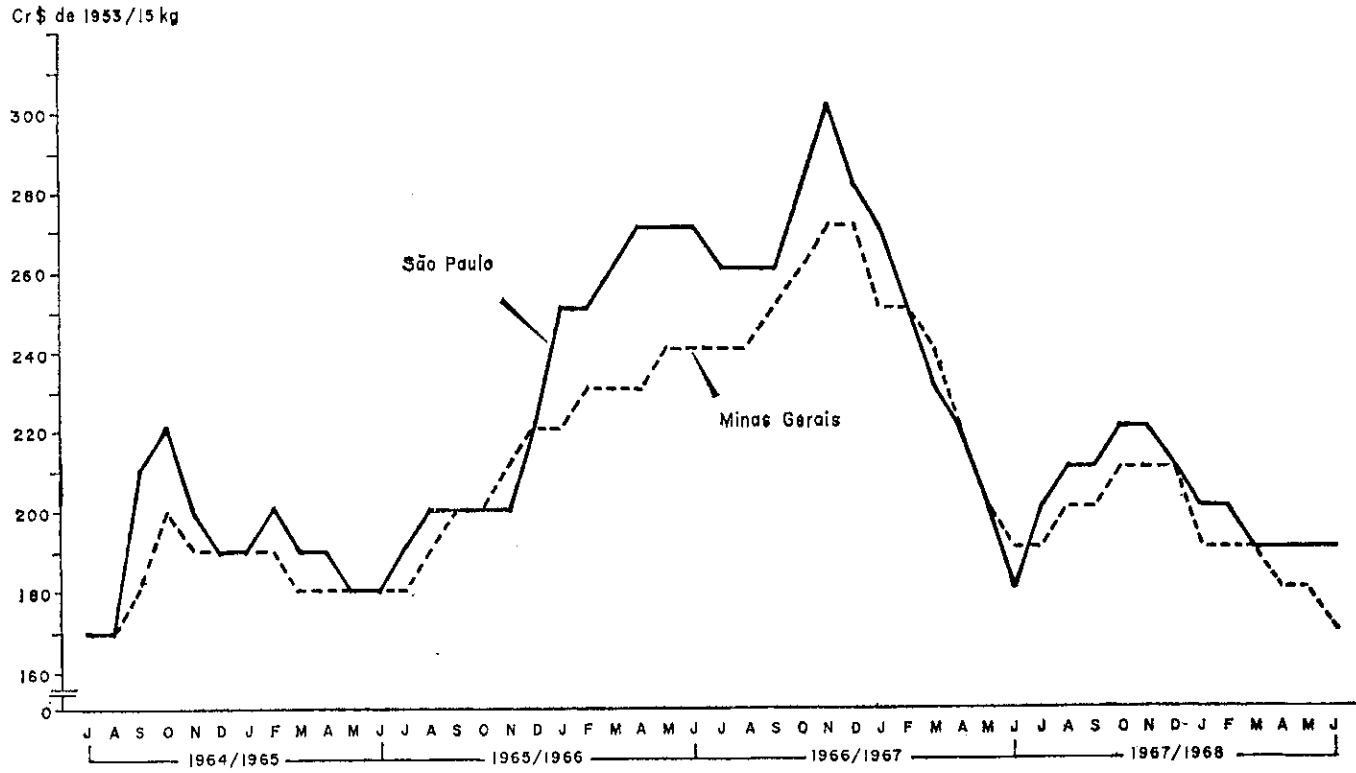


FIGURA 2. — Evolução dos Preços Médios Mensais Deflacionados de Bovinos para Corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, de julho de 1964 a junho de 1968.

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.<sup>a</sup> 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).