

ANÁLISE DO PREÇO DO BOI MAGRO NO PANTANAL MATO-GROSSENSE¹

EDUARDO ALFONSO CADAVID GARCÍA²

RESUMO - Este estudo utiliza informações de preço obtidas de pecuaristas do Pantanal, complementadas com dados publicados pela Fundação Getúlio Vargas, com a finalidade de desenvolver modelos empíricos de preços reais baseados na série de Fourier. A especificação dos modelos inclui tendências e frequências baseadas nas mudanças cíclicas e sazonais da oferta do boi. Os resultados indicam que as variações dos preços do boi magro seguem as variações do preço do boi gordo com certa defasagem. As mudanças climáticas da região provocam mudanças na estacionalidade do preço e reversões na tendência do produto comercializado.

Termos para indexação: bovinos, preço, sazonalidade, comercialização, análise preço, Pantanal Mato-grossense.

ANALYSIS OF PRICE OF THE LEAN STEER IN THE PANTANAL OF MATO GROSSO AND MATO GROSSO DO SUL

ABSTRACT - This study utilizes price informations obtained from Pantanal farmers complemented with data published by the Fundação Getúlio Vargas, with the aim to develop empirical models of real prices based on Fourier series. Model specification includes trends and frequencies based on cyclic and seasonal changes on cattle supply. The results indicate that price variations of the lean steer follow with some time lag the price variations of the fat steer. Regional climatic changes cause changes on price seasonality and reversions on trends of the marketed product.

Index terms: steer, price, seasonality, marketing, price analysis, Pantanal Mato-grossense.

INTRODUÇÃO

O Pantanal Mato-grossense não é uma planície permanentemente alagada, mesmo durante o período de chuva no ciclo de enchente. As áreas sujeitas a alagamento periódico poderão variar de ano para ano, quanto à intensidade e duração da inundação, isto favorecido em boa parte pela má drenagem, conseqüência do baixo gradiente, em torno de 2,5 a 3,0 cm.km⁻¹ (SUDECO, 1978). Sua área de 138.111 km² (67% no Estado de Mato Grosso do Sul e 33% no Estado de Mato Grosso) com altitude de 83 a 165 m sobre o nível do mar é cortada por numerosos rios, corixos e vazantes, apresentando alta densidade de canais e leitos naturais anastomosados de alagamento temporário. Nesta planície foi desenvolvido um dos maiores criatórios naturais de bovinos do País.

¹ Recebido em 16 de novembro de 1983.
Aceito para publicação em 25 de maio de 1984.

² Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA/UEPAE) - Caixa Postal 109 - 79300 - Corumbá, MS.

A atividade pecuária é extensiva, ajustada a um regime de alternância de períodos de excesso e falta de água, com um mínimo de aplicação de insumos modernos. As pastagens naturais típicas de aluvião, utilizadas na forma de pastejo extensivo, com subdivisões de grandes áreas, constitui a base da alimentação do gado.

A estrutura fundiária do Pantanal é de grandes latifúndios, com um valor modal estimado de 13.835 ha, verificando-se um decréscimo no índice de lotação de 0,44 cab.ha⁻¹ no menor estrato, com área média de 2.474 ha, para 0,32, 0,31 e 0,28 nos estratos com áreas médias de 6.819, 13.835 e 29.710 ha, respectivamente (Cadauid García, 1981b).

O planejamento da empresa pecuária é determinado por índices zootécnicos afeioados às condições edafoclimáticas e por variáveis econômicas, as quais poderão agir na duração, amplitude e outras características do período decorrido entre o nascimento de uma matriz e a época em que sua primeira cria estiver em condições de ser vendida (ciclo pecuário). Para o caso do Pantanal, o pico da parição ocorre entre maio/junho e outubro e a época de venda do boi magro mais freqüente entre janeiro e julho/agosto, 3,5 a 4,0 anos após o nascimento da matriz.

Ainda que com possíveis imperfeições no mercado bovino do Pantanal, observaram-se os efeitos das variações de preço que prevaleceram no mercado bovino nacional e internacional. Após certa euforia nos preços registrados no período 1973/74, quando estes atingiram seus níveis reais máximos, a pecuária experimentou os efeitos depressivos da queda das cotações, com maiores prejuízos para os pequenos pecuaristas. Essa evolução cíclica do preço do gado, em que se alternam picos de preços de efeitos diretos na produção (retenção de matrizes) com quedas nas cotações e seus efeitos na produção (abate indiscriminado de matrizes acima de 25% do total, com descompensação do rebanho) teve um fator agravante na pecuária pantaneira, constituído por fatores climáticos.

IMPORTÂNCIA DA ANÁLISE DE PREÇOS

A análise de preços é um dos principais instrumentos para planejamento e avaliação da empresa pecuária, servindo como fator decisivo na escolha das atividades e na oportunidade das aplicações. A formação do preço, como elemento controlador do mecanismo de troca, reveste-se de singular importância para o Governo na formulação e aplicação de políticas eficientemente direcionadas para o setor pecuário. A geração e principalmente a adoção de tecnologia por parte do produtor tem como incentivo a rentabilidade esperada, sendo as relações de preço dos insumos e a análise de preço do produto, elementos básicos na tomada de decisões.

OBJETIVOS

Os objetivos do presente estudo podem ser agrupados nos seguintes pontos:

- a. estudar os diferentes componentes da série de preços e suas variações, as quais

- serão comparadas com as variações observadas em outras regiões pecuárias do País;
- b. estudar as variações das relações de troca (preço do boi magro em relação a outros preços) como forma alternativa para avaliar as mudanças temporais no poder aquisitivo do pecuarista;
 - c. estudar certos coeficientes de flexibilidade nas relações de preços reais de diferentes categorias de gado comercializado; e
 - d. identificar os ajustes temporais verificados nas variações dos preços reais do boi magro e do boi gordo.

METODOLOGIA

Área de estudo e informação de preços

O estudo foi conduzido no Pantanal Mato-grossense com referência especial às principais sub-regiões pecuárias: Nhecolândia e Paiaguás (42,5% da população bovina e 36,1% da área pantaneira (Cadavid García, 1981a).

As informações de preço do boi magro foram obtidas de registros escritos de pecuaristas da região, do Serviço de Informação de Mercado Agrícola (SIMA), do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas, da indústria pecuária (frigoríficos e abatedouros) e da Exatonia Municipal de Rendas de Corumbá (MS).

As séries de preços do boi gordo correspondem às cotações médias do mercado de Araçatuba, Baurú e Presidente Prudente (SP) e às séries de preços do boi gordo em Belo Horizonte (MG).

Os preços foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços (Disponibilidade Interna; "2" da FGV) ano base 1977 (Conjuntura Econômica, 1977).

Hipóteses

As principais hipóteses do presente estudo são:

- a. as variações cíclicas e estacionais apresentam padrões de comportamento regulares, onde os valores médios se reproduzem a intervalos de tempo aproximadamente definidos;
- b. na hipótese de se verificar somente um período de safra, a variação estacional do preço permite quantificar a dependência da pecuária aos fatores naturais, sendo a amplitude do ciclo inversamente proporcional à aplicação de insumos modernos;
- c. existe uma defasagem de ajuste nos preços reais do boi magro em relação às variações do preço do boi gordo; e
- d. os ciclos climáticos da região poderão gerar mudanças nos períodos de safras

e entressafras; estes períodos variam também com a natureza do produto comercializado. Dentro de um ciclo climático espera-se estabilidade dos períodos de safra e entressafra.

Modelo de análise de preços

A análise de séries temporais visa descrever os principais componentes responsáveis pelas oscilações da variável em intervalos de tempo equi-espaçados.

Admite-se que a série de preços reais seja composta dos seguintes elementos: tendência $T(P)$, variação estacional $E(P)$, variação cíclica $C(P)$ e componente aleatório ou variação irregular $I(P)$. Por sua vez, estes componentes poderão ser integrados mediante modelos aditivos, multiplicativos ou mistos, segundo as características do fenômeno analisado.

O modelo aditivo, da forma:

$$P(t) = T(P) + E(P) + C(P) + I(P) \quad (1)$$

pressupõe que cada componente tem um efeito independente permitindo seu isolamento sem problemas de correlação significativa.

O modelo multiplicativo, da forma:

$$P(t) = T(P) \cdot E(P) \cdot C(P) \cdot I(P) \quad (2)$$

supõe que as componentes da série de preços não são independentes, enquanto que o modelo admite efeitos principais (isolados) e de interação.

A variação estacional $E(P)$ ou sazonal exprime as oscilações ocorridas durante o ano, devidas a fatores naturais os quais determinam períodos de safra e entressafra. A amplitude de variação do preço tende a ser maior nos produtos mais perecíveis. Entre os métodos para estimar a sazonalidade, destacam-se: médias mensais e anuais, médias móveis aritmética e geométrica, porcentagem sobre a tendência, relativos em cadeias e análise harmônica. O critério de estimação do componente sazonal independe do modelo adotado (aditivo ou multiplicativo) (Pessoa, 1979).

A tendência $T(P)$ mostra o comportamento padronizado da série de preços reais num longo período de tempo. Esta componente pode ser analisada mediante gráficos ou equações de tendência. Para testar a significância estatística do componente de tendência, utiliza-se o teste de Mann (Pereira), baseado no valor assumido pelo coeficiente de correlação entre a série de postos da tendência e a sucessão de postos da série observada. Para valores observados da série superior a 10, o teste aproxima-se à distribuição normal com a seguinte forma:

$$Z_{\alpha} = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}}} \quad (3)$$

em que, $\rho = \frac{2S}{n(n-1)}$, $S = 2 \sum_{i=1}^{n-1} \rho_i$ e $P = \frac{n(n-1)}{2}$ e $P = \sum_{i=1}^{n-1} \rho_i$; Z_α é a estimativa da variável normal a ser comparada com o valor tabelado ao nível de significância α ; ρ é a estimativa do coeficiente de correlação e n é o número de observações da série.

A forma funcional da tendência é proposta com base no gráfico de dispersão das observações. Convém relevar que quando se tem poucas observações, a tendência poderá ser apenas uma fase de um ciclo maior. Quando a tendência estiver associada com determinado fenômeno, para o qual usualmente se utiliza certa função, a tendência poderá ser ajustada utilizando a mesma função (Genneville & Martinez, 1975) tal é o caso de tendências que estão relacionadas com crescimento populacional, ajustadas pela função logística. Para o presente caso, a forma geral da tendência é:

$$P(t) = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \dots + b_k t^k \quad (4)$$

em que t é tempo (anos); k é o grau do polinômio e b_i são os parâmetros a serem estimados ($i = 1, 2, \dots, k$) pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

A variação cíclica $C(P)$ corresponde às flutuações do preço que se repetem quase que sistematicamente a intervalos de vários anos. Geralmente se aceita que as flutuações sejam recorrentes, mas se admite que a periodicidade rígida é teórica e, às vezes, afastada da realidade. Neste sentido, o intervalo da recorrência, bem como as características desse intervalo, não se poderão comportar sempre segundo um mesmo padrão, com a mesma duração e amplitude. Isto é de singular importância na pecuária pantaneira, significativamente influenciada por fatores considerados aleatórios e em que se observa baixa intensidade de aplicação de capital em insumos modernos, caracterizando-se um processo produtivo com elementos estocásticos responsáveis por boa parte da variação total.

As variações estacionais e as variações cíclicas podem ser expressas mediante uma função periódica. Uma função periódica estacionária, isto é, sem a componente de tendência, é definida por quatro parâmetros numa representação harmônica da seguinte forma (Bloomfield, 1976), (Bolch & Huang, 1974):

$$P(t) = m + A \cos 2\pi f (t - \Phi) \quad (5)$$

em que $P(t)$ representa o vetor de preços reais em cruzeiros de 1977; m é a média em torno da qual se observarão as oscilações; A é a amplitude que representa o máximo desvio da tendência média, em cruzeiros reais de 1977; f é a frequência da série expressa em ciclos por unidade de tempo relacionada com o período em forma recíproca ($f = 1/p$); t é o tempo expresso por um índice e Φ é a fase definida como a distância entre a origem e o pico mais próximo.

A função periódica definida pela expressão (5) pode ser expressa em termos de frequência angular w (radianos ou graus por unidade de tempo), pela forma:

$$P(t) = m + A \cos (wt - \theta) \quad (6)$$

em que $w = 2\pi f$ é a frequência angular podendo ser considerado um fator de escala na abscissa, e definida entre $(0 < w < 2\pi)$; θ é $2\pi f$ e Φ é a fase.

Mediante transformações trigonométricas a função periódica (6) é definida pela forma alternativa seguinte:

$$P(t) = m + a \cos wt + b \sin wt \quad (7)$$

em que $a = A \cos \theta$ e $b = A \sin \theta$.

A amplitude e a fase, obtidas da função (7), são definidas por:

$$A^2 = a^2 + b^2 \quad (8)$$

$$\theta = \arctg (-b/a) \quad (9)$$

A série temporal pode ser composta pela soma de vários períodos sobrepostos; neste caso, a função periódica é dada por:

$$P(t) = m + \sum_{i=1}^{N/2} (a_i \cos w_i t + b_i \sin w_i t) \quad (7a)$$

onde N é o número de observações.

Na expressão (7a) define-se várias frequências e fases; para $i = 1$ a frequência fundamental do primeiro harmônico do período p é igual a N ; o segundo harmônico terá período $N/2$; o terceiro, $N/3$ e assim por diante. A amplitude e fase do i -ésimo harmônico são definidas, respectivamente, pelas seguintes expressões:

$$A_i^2 = a_i^2 + b_i^2 \quad (8a)$$

$$\theta_i = \arctg (-b_i/a_i), \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (9a)$$

O modelo estatístico da série temporal de preços expresso pela função periódica é:

$$P(t) = m + \sum_{i=1}^{N/2} (a_i \cos w_i t + b_i \sin w_i t) + \epsilon(t) \quad (10)$$

em que $\epsilon(t)$ é o t -ésimo resíduo que se pressupõe satisfaz as seguintes condições

(Bloomfield 1976), (Chatfield 1975):

$$E(\epsilon(t)) = 0 \quad (11a)$$

$$E(\epsilon(t) \epsilon(t')) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{quando } t = t' \\ 0, & \text{para } t \neq t' \end{cases} \quad (11b)$$

Uma das hipóteses básicas de estimativa da regressão pelo método dos MQO é a de que o erro $\epsilon(t)$ em um período é independente de seu valor em qualquer outro período $\epsilon(t')$, de maneira que a cov $(\epsilon(t), \epsilon(t')) = 0$, para $t \neq t'$. Para testar a presença de autocorrelação do resíduo utilizar-se-á a estatística de Durbin-Watson definida pela expressão:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{r}_t - \hat{r}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{r}_t^2} \quad (12)$$

em que $\hat{r}_t = \hat{P}(t) - P(t)$.

Nas estimativas de regressão, pelo método dos MQO, em que for rejeitada a hipótese nula (coeficiente de autocorrelação serial de primeira ordem é zero), tentar-se-á minimizar o problema da autocorrelação serial mediante a aplicação dos "Mínimos Quadrados Generalizados" (MQG) que permite incorporar, como regressor, certo padrão da interdependência residual (Kelejian & Oates, 1978).

É possível definir uma função periódica não estacionária com um componente de tendência, aditivo ou multiplicativo, em torno do qual se verificarão as oscilações. Estas oscilações poderão ser sazonais ou cíclicas, segundo as especificações dos harmônicos. A forma geral da função periódica, para o caso do componente de tendência aditivo, é:

$$P(t) = g(t) + \sum_{i=1}^{N/2} (a_i \cos w_i t + b_i \sin w_i t) + \epsilon(t) \quad (13)$$

em que $g(t)$ exprime a tendência da série e $\epsilon(t)$ é o erro aleatório que se pressupõe satisfaçam as condições definidas pelas relações (11a) e (11b).

A importância relativa de cada harmônico, na função periódica (13), que resulta da decomposição do coeficiente de determinação múltipla (R^2) será estimada mediante a seguinte expressão (Doran & Quilkey, 1972):

$$\lambda_j = \frac{(\tau_j)^2}{\sum_{j=1}^n (\tau_j)^2} \quad (14)$$

em que λ_j exprime a contribuição do j-ésimo harmônico na variação total explicada pela função e τ é o vetor de coeficientes estimados \hat{a}_j e \hat{b}_j dos $N/2$ harmônicos.

Convém esclarecer que a função (13), apesar de incluir concomitantemente padrões de variação cíclica e de tendência, pressupõe um padrão periódico regular de variação, podendo induzir ao aparecimento de ciclos fictícios. Quando os componentes da série temporal mostrarem comportamentos muito irregulares, tais métodos poderão apresentar projeções incorretas. Neste caso, o método da "média móvel" é preferível, apesar de que sucessivas médias móveis também podem introduzir ciclos fictícios, além de eliminar as irregularidades dos dados originais.

A variação estacional tem sido definida como uma componente de periodicidade aditiva, sendo a variável periódica obtida pela subtração da "média móvel" do respectivo ano do preço (Hoffman, 1969). A escolha do número de observações para estimar a "média móvel" está relacionada com a tendência cíclica que se deseja eliminar. No presente estudo de séries temporais com variações anuais, é necessário considerar conjuntos de 12 observações. Os índices serão obtidos pela divisão do preço mensal real pela média móvel centralizada.

A média móvel centralizada é definida pela seguinte expressão (Hoffman 1969):

$$P(t) = \frac{0,5 P(t-6) + P(t-5) + \dots + P(t-1) + P(t) + P(t+1) + \dots + P(t+5) + 0,5 P(t+6)}{12} \quad (15)$$

O intervalo de confiança da média é dado por:

$$\text{Prob. } \left[\bar{P} - \hat{\sigma}/n \cdot t_{\alpha/2} < \bar{P} < \bar{P} + \hat{\sigma}/n \cdot t_{\alpha/2} \right] = 1 - \alpha \quad (16)$$

em que, \bar{P} é o preço médio estimado dado em cruzeiros de 1977; $\hat{\sigma}$ é a estimativa do desvio-padrão do preço, em cruzeiros de 1977; n é número de anos da série; P é o preço médio, em cruzeiros de 1977; $t_{\alpha/2}$ é o valor tabelado da estatística t de Student e α é o nível de significância.

O termo $(\hat{\sigma}/n \cdot t_{\alpha/2})$ constitui uma expressão do "erro" cometido para certo nível de confiabilidade, permitindo estimar os limites fiduciais do índice estacional. Para testar o comportamento dos preços reais entre meses e entre anos, utilizar-se-á o teste de Fisher (análise de variância).

A variância da série temporal pode ser definida pela combinação linear da soma dos quadrados da amplitude dos períodos, enquanto que o intervalo da oscilação é dado por:

$$(\sigma^2/C_\alpha^2 < \mu < \sigma^2/C_{1-\alpha}^2) \quad (17)$$

em que μ é média e α é nível de significância.

Constata-se que σ^2/N , aproxima-se à distribuição C^2 . Por sua vez, a distribui-

ção C^2 é definida em função da distribuição qui-quadrado e dos graus de liberdade ($C^2 = \chi^2/GL$) (Wonnacott & Wonnacott, 1977).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise da tendência dos preços reais do boi magro

Na Tabela 1 se apresentam as séries de preço do boi recebido pelos pecuaristas paulistas e do Pantanal Mato-grossense durante o período de 1950/82. Para o caso do boi magro, o preço é expresso em termos de cruzeiros de 1977 por cabeça, utilizando-se como deflator o Índice Geral de Preços (IGP) (coluna "2" da Fundação Getúlio Vargas (FGV)); o índice de ajuste dos preços nominais do boi magro refere-se a um valor médio do último trimestre de cada ano, em razão de que nesse período se verifica maior volume de venda. Para o caso do boi gordo, o preço é expresso em termos de cruzeiros de 1977 por unidade de peso de 15 kg; o deflator utilizado e o valor médio do ano do IGP ("2" da FGV). Observa-se na coluna 3 (Tabela 1) a variação relativa do preço nominal do boi magro, em termos do coeficiente de variação (CV), estimado a partir de 1967, quando os preços médios foram calculados com base em um número de informantes (pecuaristas da região) não inferior a cinco. Este coeficiente de variação expressa a magnitude das oscilações do preço nominal verificadas durante o período de maior comercialização do gado (três a cinco meses do ano).

Mediante a análise gráfica (Figura 1) é possível identificar a existência de vários ciclos pecuários com duração em torno de oito anos. Este período coincide com o tempo decorrido entre o nascimento de uma matriz e a data em que sua primeira cria (safra do boi magro) estiver em condições de ser vendida, quatro anos após seu nascimento. O primeiro ciclo de preço de 1950/57 parece coincidir com o ciclo pecuário definido e analisado por Agroanalysis (1980). Nos primeiros cinco anos ocorreu a fase crescente dos preços, até atingir seu nível máximo em 1955, com um valor de Cr\$ 1.466,80 por cabeça, cruzeiros de 1977, seguida de um período de decréscimo nos preços reais com seu valor mínimo de Cr\$ 1.112,17 por cabeça, cruzeiros de 1977, em 1957.

O segundo ciclo de preço de 1958 a 1965 apresenta três fases mais ou menos definidas; nos dois primeiros anos se observa a recuperação dos preços, os quais parecem estabilizar-se em torno de Cr\$ 2.000,00 por cabeça durante 1960/62; partir, deste ano, os preços reais entram em sua fase de declínio.

O terceiro ciclo é significativamente determinado pelas características do mercado do boi nacional e internacional. A partir de 1973 quando os preços reais do boi magro atingiram seus maiores níveis, os ciclos de preços do boi magro apresentaram-se pouco definidos. Na fase eufórica dos preços, observou-se certa tendência ao excessivo endividamento do pecuarista, induzido e até favorecido pelas várias

TABELA 1. Preços do boi magro e do boi gordo recebidos pelos pecuaristas paulistas e do Pantanal Mato-grossense, durante o período 1950/83.

Ano	Preço do Boi Magro			Preço do Boi Gordo		Relação Preço Nominal (BM/BG)
	Nominal ^a (Cr\$/cabeça)	Coefficiente Variação (%)	Constante ^c (Cr\$/cabeça)	Nominal ^b (Cr\$/15 kg)	Constante ^c (Cr\$/15 kg)	
1950	0,75	-	795,25	-	-	-
1951	1,15	-	1.091,50	-	-	-
1952	1,55	-	1.304,32	-	-	-
1953	1,90	-	1.330,41	-	-	-
1954	2,15	-	1.196,92	-	-	-
1955	3,00	-	1.466,80	0,37	179,55	8,11
1956	3,00	-	1.181,85	0,36	140,83	8,33
1957	3,00	-	1.112,17	0,36	134,88	8,33
1958	3,90	-	1.171,91	0,44	130,55	8,86
1959	7,50	-	1.614,43	0,77	162,30	9,74
1960	13,00	-	2.152,75	1,27	205,42	10,24
1961	17,50	-	1.992,12	1,90	207,77	9,20
1962	26,00	-	2.001,75	2,80	202,34	9,28
1963	40,00	-	1.681,17	5,10	203,29	7,84
1964	70,00	-	1.543,40	8,15	169,26	8,59
1965	105,00	-	1.650,42	11,75	184,73	8,94
1966	160,00	-	1.799,17	15,00	204,81	10,67
1967	191,43	19,18	1.732,71	18,00	188,50	10,63
1968	242,50	21,49	1.747,37	18,25	157,70	13,29
1969	232,90	-	1.391,69	20,00	140,10	11,64
1970	443,00	20,90	2.221,66	45,00	225,68	9,84
1971	542,00	20,07	2.278,08	42,50	204,98	12,75
1972	661,16	11,57	2.398,08	68,00	244,78	9,72
1973	1.075,12	23,39	3.387,27	95,00	307,26	11,32
1974	1.487,17	16,34	3.511,62	115,00	266,29	12,93
1975	1.731,57	12,45	3.166,73	140,00	250,61	12,37
1976	2.118,43	12,45	2.648,70	140,00	243,09	15,13
1977	2.918,20	28,92	2.632,33	275,00	247,35	10,61
1978	3.765,00	30,39	2.402,68	520,00	325,61	7,24
1979	8.288,12	32,69	3.121,70	1.080,00	409,55	7,67
1980	16.876,75	16,90	3.015,32	1.050,00	349,30	16,07
1981	18.592,59	8,47	1.668,75	1.600,00	252,36	11,62
1982	23.000,00 ^b	-	1.801,66	2.450,00	204,63	9,39
1983	95.965,00 ^b	-	2.149,85	9.351,67	222,05	10,26

Fonte: ^a Registro de preço de venda do boi magro de onze pecuaristas da região.

^b Dados do Serviço de Informação de Mercado Agrícola (SIMA) de Corumbá, (MS).

^c Cruzeiros deflacionados pelo Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna "2" FGV; Conjuntura Econômica 1977 e Conjuntura Econômica 1979.

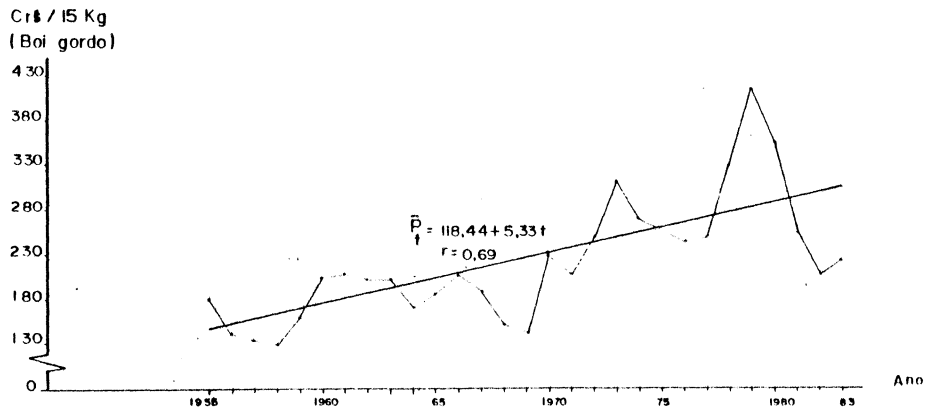
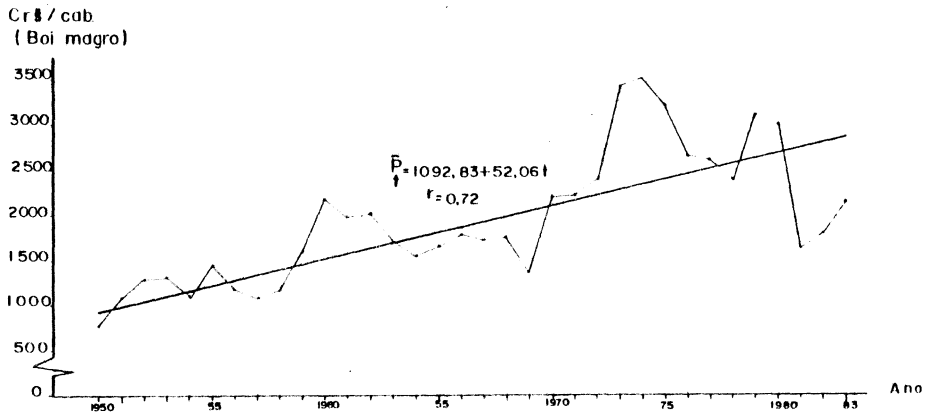


FIGURA 1 Tendências dos preços reais do boi magro no Pantanal Mato-grossense durante 1950/83 e dos preços reais do boi gordo no Estado de São Paulo durante 1955/83

opções de crédito subsidiado implícito nos diversos programas que pretendiam desenvolver o setor pecuário. O aumento de liquidez do pecuarista, decorrente da fase eufórica dos preços e da fartura do crédito barato trouxe certa capitalização da pecuária mediante o aumento do capital reprodutivo e de algumas melhorias no próprio sistema de produção, nem sempre realizadas com base em critérios

técnicos. Com a fase depressiva dos preços que se iniciou em 1975, coincidente com um ciclo de enchentes que veio surpreender o pecuarista, desprevenido após 13 anos de relativa estabilidade climática, a bovinocultura pantaneira passou a ser vista como uma atividade econômica quase-extrativa, sem garantia e estímulo para investir e adotar tecnologias, ainda que de baixos custos.

O conjunto de fatores que caracterizaram os ciclos pecuários do boi magro, a partir de 1973, provocaram reversões na tendência da comercialização e na definição temporal dos próprios "ciclos sazonais" (Cadavid García, 1981a).

Análise dos ciclos pecuários de 1969/77 e 1977/82, observados no mercado bovino do País algumas conclusões importantes (Agroanalysis, 1983). A primeira delas se refere à forma relativamente uniforme pela qual os preços reais dos produtos, em seus diferentes estágios de produção (bezerro, boi magro, boi gordo e carne bovina), oscilaram dentro do ciclo pecuário. Estas oscilações apresentaram grandes amplitudes ao nível do pecuarista, diminuindo à medida que o produto se aproximava do consumidor final. A segunda conclusão, estreitamente relacionada com a primeira, refere-se ao comportamento do mercado bovino e aos efeitos das medidas governamentais. Pelo lado dos pecuaristas (numerosos, às vezes, com poucas informações de mercado e dispersos geograficamente) prevaleceram as forças de mercado. Neste sentido, as altas variações de preço real do bezerro e do boi magro provocaram ajustes na produção, com efeitos dois a três anos mais tarde; por sua vez, estes efeitos parecem relevar a importância da estabilização na primeira fase de produção, relativas ao controle das variações do ciclo pecuário. Pelo lado do consumidor final, destacam-se os efeitos das políticas de importação e exportação de produtos pecuários e as medidas de estocagem de carne congelada para o consumo nos meses de entressafra.

A análise das duas séries de preços constantes do boi magro (1950/83) e de preços constantes do boi gordo (1955/83) (Tabela 1) permite verificar, pelo teste de Mann, a existência da componente de tendência, significativa ao nível de probabilidade de 5% (risco de decisão).

A comparação das duas tendências dos preços reais do boi magro no Pantanal e do boi gordo no Estado de São Paulo (Figura 1) possibilita constatar aumentos médios anuais de Cr\$ 52,06 por cabeça e Cr\$ 5,33 por unidade de 15 kg de peso. Com base na relação média de troca ($10,38 \pm 2,16$ unidades de 15 kg de boi gordo por uma unidade de boi magro; Tabela 1) conclui-se que o preço do boi gordo experimentou aumento médio anual superior a 6,3% à majoração dos preços do boi magro. É possível que parte dessa diferença na majoração dos preços reais esteja associada com os riscos da comercialização dos produtos analisados.

As equações de tendências do preço real do boi magro (1950/83) e do preço real do boi gordo (1955/83), estimadas pelo método dos MQO, para o Pantanal e o

Estado de São Paulo, apresentaram as seguintes formas:

$$\hat{P}(\text{BM}) = 813,94 + 235,75(t) - 30,94(t)^2 + 1,75(t)^3 - 0,03(t)^4 \quad (18)$$

(0,89) (7,08) (6,03) (2,23) (0,91)

$$R^2 = 0,72 \quad F = 18,77^* \quad DW = 1,21^{\underline{a}}$$

$$\hat{P}(\text{BG}) = -179,56 + 106,29(t) - 10,94(t)^2 + 0,46(t)^3 - 0,06(t)^4 \quad (19)$$

(32,95) (4,47) (2,74) (1,47) (0,89)

$$R^2 = 0,66 \quad F = 11,61^* \quad DW = 1,25^{\underline{a}}$$

em que $\hat{P}(\text{BM})$ e $\hat{P}(\text{BG})$ representam, respectivamente, o preço real do boi magro, cruzeiros por cabeça, e o preço real do boi gordo, cruzeiros por unidade de 15 kg; o número entre parêntesis refere-se ao nível mínimo de significância; t é ano (1950 = 0; 1951 = 1; 1953 = 3 ... 1983 = 33); * é significativo ao nível de 1%; \underline{a} é a estimativa da estatística de Durbin & Watson que permite rejeitar a hipótese de autocorrelação serial entre os resíduos ao nível de significância de 1%.

A aplicação da análise harmônica à série de preços reais do boi magro foi realizada excluindo o subperíodo de instabilidade nos preços associado com a reestruturação da pecuária às condições produtivas da região. A estimativa da função foi feita pelo método dos MQO, apresentando a seguinte forma:

$$\hat{P}(\text{BM}) = 619,33 + 105,27(t) + 470,24 \cos\left(\frac{2\pi t}{8} - \theta\right) + 193,29 \cos\left(\frac{2\pi t}{7} - \theta\right) \quad (20)$$

(5,97)* (14,38)* (3,89)* (2,16)**

$$F = 46,66^* \quad R^2 = 0,92$$

em que, $\hat{P}(\text{BM})$ é o preço real do boi magro no Pantanal, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; o número entre parêntesis corresponde à estimativa da estatística "t" do Student; * é o nível de significância de 1% e ** é o nível de significância de 5%.

Os dois primeiros termos da equação (20) definem a tendência, em torno da qual se especificam os ciclos de preço, observando-se significativa melhora no poder explicativo da função quando comparada com as estimativas de funções periódicas desprovidas deste componente.

Estimou-se que aproximadamente 92% da variação total da série de preços reais do boi magro foi explicada pela função periódica definida com tendência linear. Pelo teste de Doran & Quilkey (Doran & Quilkey, 1972) baseado na contribuição dos termos harmônicos da função periódica, conclui-se que o período de oito anos

explica em aproximadamente 79% a variação total; esta participação da variação corresponde a 86% do coeficiente de determinação múltipla. O período de intensidade secundária, estatisticamente significativo, foi estimado em sete anos, sendo responsável por 12% da variação total.

O componente periódico fundamental, obtido da estimativa da função periódica (20), é definido pela expressão:

$$\hat{C}_1 = 470,24 \cos (0,785 t - 0,628), \quad (21)$$

em que a freqüência angular de 0,785 expressa 1/8 ciclo por ano. Neste sentido, estima-se $(2\pi/24)$ vezes em que o ciclo se repete por unidade de tempo. As estimativas dos parâmetros que caracterizam os componentes periódicos da oscilação cíclica do preço real do boi magro, são apresentadas na Tabela 2.

TABELA 2. Estimativa dos parâmetros da função harmônica da série de preços reais do boi magro no Pantanal Mato-grossense. 1950/82.

Componente Periódico	Amplitude			Período e Freqüência			Fase ($\hat{\theta}_i$)
	\hat{A}_i	\hat{a}_i	\hat{b}_i	\hat{P}_i	\hat{f}_i	\hat{w}_i	
C_1	470,24	-380,38	276,48	8	1/8	0,785	0,628
C_2	193,29	180,06	-44,65	7	1/7	0,895	0,243

Fonte: Dados da pesquisa.

A função periódica ajustada para a série de preços reais do boi gordo no Estado de São Paulo apresentou a seguinte forma:

$$\hat{P}(\text{BG}) = 139,17 + 7,55(t) + 60,39 \cos \left(\frac{wt}{8} - \theta \right) + 66,32 \cos \left(\frac{wt}{7} - \theta \right) \quad (22)$$

$$(6,74)^* \quad (4,61)^* \quad (2,85)^* \quad (2,69)^*$$

$$R^2 = 0,72 \quad F = 7,66^*$$

em que, $\hat{P}(\text{BG})$ é o preço real do boi gordo no Estado de São Paulo, expresso em cruzeiros de 1977 por unidade de 15 kg; o número entre parêntesis corresponde à estimativa da estatística "t" de Student e * é o nível de significância de 5%.

As estimativas das funções periódicas (20) e (22) apresentaram altos coeficientes de determinação acompanhados de estimativas estatisticamente significantes dos coeficientes das variáveis independentes. Neste sentido, poder-se-á presumir que os

problemas de multicolinearidade não são perturbadores. Por outro lado, tem-se demonstrado que os estimadores de "mínimos quadrados ordinários", ainda que os erros estejam autocorrelacionados, continuam sendo não-viesados. O problema de interdependência entre sucessivos valores do erro reflete-se sobre as estimativas das variâncias; em consequência, as estimativas das estatísticas "t" de Student são bastante baixas. Assim sendo, a variável independente poderá ter efeito importante sobre a variável dependente, enquanto sua significância, avaliada pelo teste "t" em situações de multicolinearidade, apresenta-se subestimada (Kelejian & Oates, 1978).

Estimou-se que aproximadamente 72% da variação total da série de preços reais do boi gordo foi explicada pela função periódica definida com tendência linear. Pelo teste de Doran & Quilkey, conclui-se que o período fundamental de sete anos é responsável por 39% da variação total, correspondente a 55% da variação explicada pelo coeficiente de determinação (R^2). O período de intensidade secundária, estatisticamente significativo, foi estimado em oito anos, sendo responsável por 32% da variação total.

O componente periódico fundamental, para a série de preços reais do boi gordo, obtida da função periódica (22), é definido pela expressão:

$$\hat{C}_2 = 66,32 \cos (0,895 t - 1.093) \quad (23)$$

em que a freqüência angular de 0,898 expressa 1/7 ciclos por ano.

As estimativas dos parâmetros que caracterizam os componentes periódicos da oscilação cíclica dos preços reais do boi gordo são apresentadas na Tabela 3.

TABELA 3. Estimativa dos parâmetros da função harmônica da série de preços reais do boi gordo no Estado de São Paulo. 1955/82.

Componente Periódico	Amplitude			Período e Freqüência			Fase ($\hat{\theta}$)
	\hat{A}_i	\hat{a}_i	\hat{b}_i	\hat{p}	\hat{f}	\hat{w}	
\hat{C}_1	60,39	59,556	10,069	8	1/8	0,785	0,167
\hat{C}_2	66,32	-30,498	-58,895	7	1/7	0,898	1,093

Fonte: Dados da pesquisa.

A equação básica para θ (fase) depende dos sinais das estimativas dos parâmetros \hat{a} e \hat{b} . No caso de $\hat{a} > 0$, a equação será $\arctg(-\hat{b}/\hat{a})$; se $(\hat{a} < 0, \hat{b} > 0)$ e $(\hat{a} < 0, \hat{b} < 0)$, então a definição de θ será $\arctg(-\hat{b}/\hat{a}) - \pi$ e $\arctg(\hat{b}/\hat{a}) + \pi$, respectivamente. Outras situações são discutidas por Bloomfield (1976). Para o

caso da frequência fundamental do preço do boi magro tem-se $\hat{a} < 0$ e $\hat{b} > 0$, sendo a fase $(\arctg(0,785) - \pi)$. Para o caso do boi gordo quando $\hat{a} < 0$ e $\hat{b} < 0$, a fase será definida por $(\arctg(0,895) + \pi)$.

A partir do período de oito anos, especificado para o boi magro e para o boi gordo, é possível estimar a defasagem entre as duas regiões, correspondente à diferença entre os pontos de máximo das respectivas funções. Para o caso do boi magro, o máximo deverá observar-se para $(2\pi t)/8 = 0,628$ radianos, enquanto que o preço máximo do boi gordo corresponde a $(2\pi t)/8 = 0,167$. Com base nas estimativas dos períodos fundamentais, que definem os respectivos ciclos pecuários de oito anos (Pantanal) e sete anos (São Paulo), calculou-se a defasagem entre os dois pontos de máximo. Em ambos os casos (considerando um período de oito anos e considerando os respectivos períodos fundamentais), estimaram-se defasagens de 0,461 e 0,465 radianos, equivalentes a um valor médio de 6,6 meses correspondente ao espaço natural entre as duas safras, isto é, o tempo médio necessário para que um boi magro complete seu acabamento e seja comercializado como boi gordo.

O pecuarista da região pantaneira reconhece empíricamente que as variações do preço do boi gordo se refletem nas variações do preço do boi magro. Esta reflexão das variações dos preços ocorre no mesmo sentido, embora com intensidades variáveis e pequenas defasagens determinadas pelas condições produtivas do boi gordo e do boi magro. Considerando as variações dos preços reais anuais nos dois últimos ciclos (Tabela 1, Figura 1), verifica-se que a cotação do boi magro, nos picos de preços reais (1973/74 e 1979/80), foi pouco acima do dobro (2,0 a 2,1) das cotações dos anos de baixa (1970 ou 1977 e 1982). No caso do boi gordo, esta relação se situa entre 1,5 e 16. Para avaliar diretamente esta relação, foi estimada, pelo método dos MQO, a seguinte expressão:

$$1n P (BM) = 2,44 + 1,02 1n P (BG) \quad (24)$$

$$(3,94) \quad (5,68)^*$$

$$R^2 = 0,75 \quad F = 39,85^*$$

em que $1n$ é logaritmo neperiano e $*$ é nível de significância de 1%.

De acordo com a estimativa da função potência (24), pode-se concluir que a mudança de 10% no preço real do boi gordo ($P(BG)$), observada no Estado de São Paulo durante 1955/82 esteve associada a mudança média, no mesmo sentido, de 10,2% no preço real do boi magro ($P(BM)$), no Pantanal, "ceteris paribus".

Os efeitos das variações do preço do boi gordo defasados em um, dois ou mais anos, sobre os preços do boi magro, não foram estatisticamente significativos, ao nível de probabilidade de 10%.

Preços relativos do boi magro no Pantanal Mato-grossense

A partir da série de preços nominais de alguns bens, foram determinados os preços relativos (índices) da pecuária pantaneira durante o período 1960/81 (Tabela 4). O preço nominal do boi magro, expresso em cruzeiros por cabeça, refere-se ao valor médio estimado a partir dos registros de venda de pecuaristas da região. A taxa de câmbio é definida como um valor médio anual da cotação do dólar. O preço do trator e o preço do arame correspondem aos valores médios do ano, nos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, de um trator leve (entre 45 a 61 HP, ou seu equivalente em CV, sem implementos), e a um rolo de arame farpado de 400 m, respectivamente.

O índice 1 expressa a relação do preço nominal do boi magro dividido pela taxa de câmbio do dólar americano. A análise da série desta relação permite identificar dois períodos: o primeiro, de 1960/70, em que um boi podia ser comprado pelo equivalente a um preço inferior a US\$ 100,00; no segundo período, a partir de 1971, a cotação do boi esteve superior ao equivalente de US\$. US\$ 100,00, verificando-se dois picos, durante 1973/74 (o equivalente em cruzeiros a US\$ 216,00 por cabeça) e 1979/80 (o equivalente em cruzeiros a US\$ 314,00 por cabeça).

O índice 2 representa o equivalente ao número de cabeças de boi magro requeridas para comprar um trator leve. Conforme se observa na coluna 7 (Tabela 4) existem dois períodos com tendências opostas: o primeiro período, de 1967/74, mostra uma gradativa melhoria no poder aquisitivo do pecuarista, passando de 81 (1967) e 94 (1969) bois por trator para apenas 28 em 1974. A partir desse ano, observou-se certo aviltamento nos preços do boi magro, sendo necessário um número maior de boi para adquirir um trator (exceto em 1980, quando a relação foi de aproximadamente 28 bois/trator).

O índice 3 representa o quociente entre o preço corrente do boi magro e o preço corrente do arame farpado, durante o período 1970/81; observa-se alternância de períodos variáveis correspondente e fases do ciclo pecuário; durante 1970/73 a venda de um boi magro permitiu comprar 10 ou mais rolos de arame; no período seguinte, de 1974/78, a relação oscilou entre 8,0 e 8,9.

Em termos gerais, constata-se que as variações do preço nominal do boi magro, corrigido pelo valor de ativos de presumível melhor ajustamento na economia, identificam fases dos ciclos pecuários. Reconhece-se que certos numerários poderão incluir valores agregados, correspondentes às melhoras tecnológicas do ativo. Neste sentido, observar-se-ão variações temporárias na identificação das fases dadas pelos numerários, as quais introduzem viés nas variações dos termos de troca.

Análise comparativa das séries de preços dos Estados de Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul

Na Tabela 5 apresentam-se as séries de preço de boi recebido pelos pecuaristas

TABELA 4. Preços nominais do boi no Pantanal, taxa de câmbio, preço nominal do trator em Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e preço do arame farpado no Pantanal.

Ano	Preço Nominal Boi Magro ^a (Cr\$/cabeça)	Taxa de Câmbio ^b (Cr\$/US\$)	Preço do Trator ^c (Cr\$/unidade)	Preço do Arame ^c (Cr\$/rolo 400 m)	Índice 1	Índice 2	Índice 3
	(A)	(B)	(C)	(D)	(A/B)	(C/A)	(A/D)
1960	13,00	0,1896	-	-	68,56	-	-
1961	17,50	0,2723	-	-	64,27	-	-
1962	26,00	0,3877	-	-	67,06	-	-
1963	40,00	0,5770	-	-	69,32	-	-
1964	70,00	1,2711	-	-	55,07	-	-
1965	105,00	1,8914	-	-	55,51	-	-
1966	160,00	2,2163	-	-	72,19	-	-
1967	191,43	2,6622	15.598,00	-	71,91	81,48	-
1968	242,50	3,3968	18.768,00	-	71,39	77,39	-
1969	232,90	4,0713	21.988,00	-	57,20	94,41	-
1970	443,00	4,5890	22.069,00	40,00	96,53	49,82	11,07
1971	542,00	5,2870	26.202,00	51,00	102,52	48,34	10,63
1972	661,15	5,9340	30.027,00	61,00	111,42	45,42	10,84
1973	1.075,12	6,1260	33.081,00	78,00	175,50	30,77	13,78
1974	1.487,17	6,7900	41.999,00	183,00	219,01	28,24	8,13
1975	1.731,57	8,1260	60.101,00	216,00	213,09	34,71	8,02
1976	2.118,43	10,6700	71.653,00	251,00	198,54	33,82	8,44
1977	2.918,20	14,1380	105.308,00	327,00	206,41	36,09	8,92
1978	3.765,50	18,0630	159.802,00	455,00	208,46	42,44	8,27
1979	8.288,12	26,8700	258.105,00	610,00	308,45	31,14	13,59
1980	16.876,75	52,6990	470.831,00	1.350,00	320,25	27,89	12,50
1981	18.592,59	102,4540	1.064.027,00	2.560,00	181,47	57,23	7,26

Fonte: ^a Informações obtidas de pecuaristas da região.^b Conjuntura econômica (1977).^c Informações obtidas do comércio especializado.

TABELA 5. Séries de preços nominais e reais do boi recebidos pelos pecuaristas de Minas Gerais (MG), São Paulo (SP) e Mato Grosso (MT), durante o período de 1966/82.

Ano	Preços médios correntes (Cr\$/15 kg)			Índice preço atacado "17" FGV	Preços médios reais (Cr\$/15 kg)			Índice ^h
	MG	SP	MT		MG	SP	MT	
1966	15,02 ^a	16,48 ^a	11,77 ^a	6,18539	242,83	266,43	190,29	28,58
1967	16,72 ^a	17,01 ^a	13,68 ^a	7,7706	215,17	218,90	176,05	19,57
1968	17,81 ^a	18,74 ^a	16,16 ^a	10,13286	175,76	184,94	158,89	14,09
1969	20,40 ^a	21,31 ^a	18,70 ^a	12,1843	169,89	174,90	153,48	12,25
1970	26,25 ^a	30,18 ^a	26,34 ^a	14,1843	185,06	212,77	185,69	12,72
1971	39,82 ^a	42,48 ^a	39,62 ^a	18,0026	221,75	235,96	220,08	6,73
1972	50,21 ^a	54,29 ^a	47,25 ^a	22,021	228,01	246,54	214,57	12,97
1973	76,52 ^b	79,94 ^b	71,29 ^b	26,2254	291,78	304,82	271,84	10,82
1974	104,12 ^b	107,28 ^b	106,18 ^b	33,8885	307,24	316,60	313,32	1,04
1975	105,86 ^b	114,94 ^b	109,12 ^b	42,0602	251,69	273,27	259,44	5,06
1976	127,07 ^b	142,47 ^b	137,70 ^b	66,886	189,98	213,00	205,87	3,35
1977	169,11 ^b	198,79 ^b	180,29 ^b	100,	169,11	198,79	180,29	9,31
1978	330,88 ^c	361,73 ^c	334,72 ^c	142,4	232,36	254,02	235,06	7,46
1979	720,42 ^d	754,32 ^d	719,87 ^d	222,5	323,78	339,02	323,54	4,57
1980	1.136,69 ^e	1.134,80 ^e	1.095,13 ^e	472,7	240,47	240,07	231,67	3,50
1981	1.753,00 ^e	1.926,00 ^e	1.846,00 ^{e(g)}	966,4	181,39	199,30	191,02 ^f	4,15
1982	2.989,00 ^e	3.241,00 ^e	2.944,00 ^{e(g)}	1.691,0	176,76	191,66	174,10 ^f	9,16

Fonte: ^a Preços recebidos pelos agricultores (1973).

^b Preços recebidos pelos agricultores (1977).

^c Preços recebidos pelos agricultores (1978).

^d Preços recebidos pelos agricultores (1980).

^e Preços recebidos pelos agricultores (1983).

^f Compreende os Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

^g Estado de Mato Grosso do Sul.

^h Índice de preço: $I = 1 - P(\text{MT}) / P(\text{SP})$; $P(\text{MT}) = \text{Preço no Estado de Mato Grosso}$; $P(\text{SP}) = \text{Preço no Estado de São Paulo}$.

dos Estados de Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul, expresso em cruzei-
ros por 15 kg de carne.

Na Figura 2 apresenta-se a evolução dos preços reais recebidos pelos pecuaristas

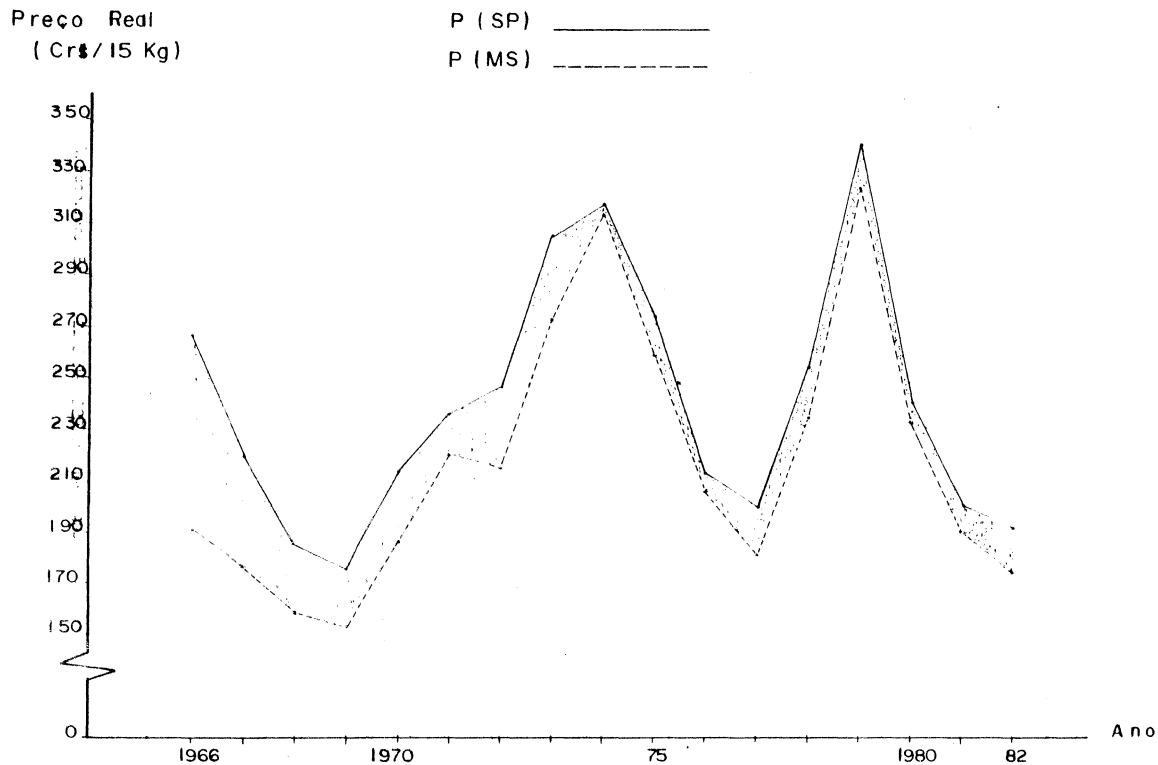


FIGURA 2 Evolução do preço real do boi no Estado de Mato Grosso do Sul e do preço real do boi no Estado de São Paulo durante o período 1966/82.

dos Estados de São Paulo e Mato Grosso do Sul, podendo-se destacar dois pontos: o primeiro refere-se às mudanças do hiato ao longo do período analisado, verificando-se que durante 1966/73 as duas séries de preços reais, recebidos pelos pecuaristas paulistanos e mato-grossense, apresentaram diferenças em torno de $14,7 \pm 16,6\%$, com certa tendência de decréscimo durante o mesmo subperíodo (última coluna da Tabela 4). A partir de 1974, verifica-se significativa redução do hiato, para valores de menos de $5,3 \pm 2,8\%$ entre as duas séries de preços, com certa tendência de manter essa diferença. O segundo fato importante da análise gráfica das séries de preço refere-se ao sincronismo das oscilações de preço, refletindo a sensibilidade do preço do boi magro às variações do preço do boi gordo em São Paulo.

Vários fatores conjugados de ação unidirecional explicam o hiato e as mudanças quantitativas do mesmo, podendo-se agrupá-los, de acordo com a natureza dos fenômenos, em fatores econômicos e fatores de produção. Entre os fatores econômicos tem-se:

- a. menores riscos da comercialização do gado decorrente do aprimoramento dos canais de escoamento, da melhor organização do mercado de gado e de certa padronização do produto comercializado, permitindo em muitos casos a redução dos agentes da comercialização; e
- b. o descompasso na majoração dos preços dos insumos pecuários e o ajustamento defasado dos preços do boi, deflagrou uma crise na pecuária do País, com maior incidência nos centros de produção mais dependentes dos fatores envolvidos nessa crise. Uma vez que a pecuária mato-grossense utilizava mais intensivamente fatores alheios a essa crise (criatórios naturais com pouca utilização de insumos modernos e/ou reduzida dependência da agroindústria), certamente que a curva de oferta não deveria apresentar significativas mudanças decorrentes das altas dos preços dos fatores de mercado. A curva de oferta de curto prazo indica a maneira pela qual a oferta reage às mudanças dos fatores que a determinam, sendo que tal resposta é mais intensa na pecuária do Estado de São Paulo. Esta situação gerou expectativas e interesse pelos centros pecuários menos vulneráveis às oscilações do mercado, com maior grau de concorrência e conseqüentemente maiores preços relativos do boi na região. Com efeito, o preço do boi em São Paulo experimentou certa contenção, permitindo que outras regiões pecuárias tivessem maior participação, não como simples fornecedores de insumos (bois magros) mas como eventuais concorrentes.

Entre os fatores de produção que incidiram na redução do hiato entre as duas séries de preço do boi, citam-se:

- a. integração do processo de produção pecuária no próprio Estado de Mato Grosso do Sul com a implantação de internadas de engorda relativamente próximas aos centros de cria e/ou que vieram a se especializar nessa fase da produção, em virtude de novos fenômenos climáticos;

- b. uma importante fatia da oferta de boi mato-grossense provém do Pantanal, verificando-se, a partir de 1974, um ciclo de enchentes com sérios prejuízos na criação. Este fenômeno climático não teve efeitos imediatos na oferta do boi, a qual ficou afetada três, quatro e cinco anos após, com prejuízos na criação. Durante esse período, o pecuarista teve que ajustar seu processo produtivo às novas condições naturais de produção. Por outro lado, o mercado pecuário estava em crise, o que demandava certo esforço da pecuária; e
- c. é provável que certo aprimoramento tecnológico pecuário, embutido na formulação e aplicação de programas especiais subsidiados pelo Governo, tenha provocado seus primeiros efeitos positivos a partir de 1975, em regiões não afetadas pela enchente. Desta forma, o pecuarista mato-grossense, favorecido parcialmente, ainda que numa fase de declínio do preço, teve que acompanhar o mercado numa forma mais eficiente e/ou agir como elemento mais dinâmico, participante e organizado. Certamente, entre os centros de consumo e/ou industrialização do produto (São Paulo) e os centros de produção pecuária deverá existir certa margem de comercialização, necessária para compensar os custos e riscos do processo produtivo gerado nessa fase da comercialização. A Figura 2 apresenta essa margem ligeiramente estabilizada a partir de 1975.

Variação estacional do preço real do boi acima de três anos no Estado de Mato Grosso do Sul

As Tabelas 6 e 7 apresentam a evolução mensal dos preços constantes do boi magro acima de três anos e do boi gordo verificados no mercado bovino de Campo Grande (MS) e nos mercados bovino de Araçatuba, Baurú e Presidente Prudente (SP) durante o período 1968/82.

Pela análise de variância dos preços reais mensais do boi magro, verificou-se diferenças significativas, ao nível de 1%, entre anos, enquanto que as diferenças observadas entre meses, ao longo da série, apresentaram "nível mínimo de significância" de apenas 24% (boi magro). Ao decompor a série de preços reais em subperíodos com certa regularidade comportamental na sazonalidade, verificaram-se diferenças significativas entre meses ao nível de 5%. Estas diferenças, no padrão de variação estacional dos preços reais, refletem mudanças dos períodos de safra e entressafra do boi magro acima de três anos, em razão das características produtivas afeioadas às condições ecológicas do Pantanal. Para o caso do boi gordo constataram-se diferenças significativas entre meses e anos ao nível de 10%.

Na Tabela 8 apresentam-se subperíodos correspondentes a variações sazonais da produção bovina do Pantanal. O primeiro subperíodo de 1968/73 correspondeu à parte final de um ciclo de relativa estabilidade climática, caracterizado por enchentes que não ultrapassaram os 2,5 m de cota do rio Paraguai em Ladário (MS) (a cota de alerta em Ladário é 4,0 m); a época de safra do boi magro era

TABELA 6. Preços mensais reais do boi magro acima de três anos recebidos pelos pecuaristas sul-mato-grossenses, expresso em cruzeiros, por cabeça. 1968/82.

Ano	M ê s											
	janeiro	fevereiro	março	abril	maio	junho	julho	agosto	setembro	outubro	novembro	dezembro
1968	1638	1695	1661	1614	1594	1552	1537	1517	1524	1493	1476	1463
1969	1436	1417	1444	1425	1443	1444	1411	1388	1419	1419	1428	1424
1970	1348	1358	1645	1696	1780	1796	1873	2093	2052	2022	2006	2040
1971	2204	2170	2123	2138	2145	2231	2199	2178	2147	2206	2310	2291
1972	2336	2331	2373	2347	2327	2303	2271	2389	2436	2450	2538	2556
1973	2514	2450	2485	2551	2625	2668	2640	3268	4205	4463	4408	3427
1974	3329	3538	3385	3622	3370	3304	3266	3224	3049	3125	3076	3010
1975	2944	2658	2616	2677	2517	2462	2411	2346	2485	2560	2524	2470
1976	2431	2334	2267	2247	2173	2189	2109	2121	2089	2041	2003	1958
1977	1888	1887	1867	1794	1833	1798	1859	1932	2184	2310	2342	2381
1978	2405	2533	2494	2529	2639	2547	2831	3101	3159	3266	3496	3444
1979	3625	3786	3579	3979	4147	4258	4321	4310	5055	5204	4930	4594
1980	4325	4149	3893	3824	3995	3774	3711	3471	3503	3446	3026	3025
1981	2524	2326	2302	2311	2176	2083	2038	1961	1964	2071	1966	1894
1982	1782	1668	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Dados obtidos de registros de preços de pecuaristas em Campo Grande, MS.
Deflacionado pelo IGP-DI, "2", FGV.

TABELA 7. Preços mensais reais recebidos pelos pecuaristas paulistas pelo boi gordo, expresso em cruzeiros por 15 kg de peso vivo. 1968/82.

Ano	M e s											
	janeiro	fevereiro	março	abril	maio	junho	julho	agosto	setembro	outubro	novembro	dezembro
1968	157,35	152,52	145,38	145,36	146,24	143,55	146,05	151,70	153,86	167,51	161,96	148,78
1969	140,10	139,60	135,47	132,32	129,57	133,22	137,87	152,65	154,22	157,03	163,69	154,31
1970	146,55	149,12	155,95	163,93	161,38	163,31	181,96	193,57	197,49	214,80	233,21	223,95
1971	204,73	204,99	195,81	190,59	191,78	191,88	193,48	196,05	193,27	207,92	207,93	207,45
1972	208,97	208,96	203,66	199,54	194,72	192,85	200,64	212,75	239,93	252,33	250,15	244,78
1973	240,80	227,52	217,40	227,97	228,83	230,09	247,55	310,43	292,75	388,88	384,13	295,97
1974	281,48	324,29	304,67	295,15	267,00	274,53	288,88	290,17	280,56	293,23	295,80	266,28
1975	267,26	250,25	228,93	235,61	226,51	211,32	221,02	224,79	225,45	270,94	259,74	250,61
1976	243,10	225,07	220,28	210,75	202,31	204,35	217,95	216,10	215,48	223,28	200,33	193,38
1977	220,57	195,56	187,91	179,36	175,19	177,82	194,12	206,80	234,28	254,16	247,75	238,10
1978	234,54	228,40	221,24	215,56	209,65	240,17	267,52	275,67	315,86	346,18	333,76	325,61
1979	326,28	314,50	319,38	326,26	321,41	313,13	348,05	408,35	421,22	420,34	409,55	385,16
1980	349,30	335,14	314,46	311,61	306,26	296,85	301,55	308,09	319,39	344,56	293,70	277,31
1981	262,36	232,62	223,45	211,86	199,49	192,13	198,26	221,88	245,55	263,55	241,33	229,11
1982	198,51	178,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Dados obtidos de registros de preços de pecuaristas de Campo Grande que acompanham a evolução dos preços correntes dos principais mercados do boi gordo no Estado de São Paulo. Deflacionado pelo IGP-DI, "2", FGV.

TABELA 8. Índices do preço real do boi magro, acima de três anos, comercializado no Estado de Mato Grosso do Sul, durante o período 1968/81.

Ano	M e s											
	janeiro	fevereiro	março	abril	maio	junho	julho	agosto	setembro	outubro	novembro	dezembro
1968	104,3	107,9	105,7	102,7	101,4	98,8	97,8	96,6	97,0	95,0	93,9	93,1
1969	100,7	99,3	101,3	100,0	101,2	101,3	98,9	97,3	99,4	99,5	101,4	99,8
1970	75,6	76,2	92,3	95,1	99,8	100,7	105,0	117,4	115,1	113,4	112,5	114,4
1972	98,2	98,1	99,8	98,7	97,9	96,9	95,6	100,5	102,5	103,1	106,7	107,5
1973	81,0	78,9	80,0	82,1	84,5	85,9	85,1	105,2	135,4	143,7	141,9	110,4
1974	101,1	107,5	102,7	109,9	102,2	100,3	99,1	97,8	92,5	94,8	93,3	91,3
1975	114,2	103,1	101,5	103,8	97,6	95,5	93,5	91,0	96,3	99,3	97,9	95,8
1976	111,3	106,8	103,7	102,8	99,4	100,2	96,5	97,1	95,6	93,4	91,7	90,7
1977	95,0	94,9	93,9	90,2	92,2	90,4	93,5	97,2	109,8	116,2	117,8	119,7
1978	85,1	89,7	88,2	89,5	93,4	90,1	100,2	109,2	111,7	115,6	123,7	121,8
1979	84,9	88,7	83,9	93,2	97,2	99,8	101,3	101,0	118,4	121,9	115,5	107,6
1980	115,5	110,8	104,0	102,1	106,7	100,8	99,1	92,7	93,5	92,0	80,8	80,8
1981	115,7	106,6	105,5	105,9	99,7	95,5	93,3	89,9	90,0	94,9	90,1	86,6
1.º Período 1968/73												
Média	92,9	92,8	95,6	95,6	96,7	97,1	96,7	102,2	107,4	108,7	109,8	104,4
Desvio-padrão	12,0	12,7	9,0	7,3	6,4	6,0	6,7	7,8	15,0	17,9	16,6	7,6
2.º Período 1974/76												
Média	109,7	106,7	103,4	106,3	100,5	99,5	97,2	96,1	95,6	96,6	95,1	93,3
Desvio-padrão	6,9	2,4	1,1	3,8	2,3	2,7	2,8	3,7	2,0	3,1	3,2	2,8
3.º Período 1977/79												
Média	87,2	90,0	87,6	89,9	93,2	92,3	97,1	101,4	111,9	116,5	117,6	115,0
Desvio-padrão	5,8	3,3	5,0	2,0	2,6	5,5	4,2	6,4	4,5	3,5	4,2	7,7
Geral (1968/81)												
Média	98,8	97,7	97,1	98,1	98,0	97,0	97,1	99,5	104,0	106,0	105,2	101,8
Desvio-padrão	13,2	10,9	8,3	7,4	5,3	5,0	4,8	7,3	12,7	14,6	16,1	12,5

Fonte: Dados da Pesquisa.

entre janeiro e abril, quando as condições climáticas propiciavam abundantes pastagens nativas, favorecendo a recuperação do boi e sua comercialização ainda na forma de animal magro. O segundo subperíodo de 1974/76 correspondeu ao início de um ciclo de enchente com cotas do rio Paraguai acima do nível crítico; neste subperíodo houve estruturação produtiva da pecuária com mudanças na disponibilidade de pastagens nativas decorrentes das mudanças ecológicas da região; os períodos de safra e entressafra foram determinados pelas novas condições produtivas e pelas pressões financeiras a que esteve submetido o pecuarista da região.

Na Tabela 9, apresenta-se o índice sazonal médio para o período 1968/81, verificando-se que os menores índices de preço correspondem ao período fevereiro/março, com o início das enchentes, e julho, com o escoamento das águas; o primeiro período coincide com as vendas que o pecuarista realiza procurando ajustar seu processo produtivo às condições dos próximos três meses; as razões da concentração da oferta em julho são de natureza econômica, especialmente compromissos financeiros e as novas aplicações a serem realizadas com o primeiro "trabalho de gado". A Figura 3 mostra a evolução do índice sazonal do preço real do boi acima de três anos.

TABELA 9. Índice estacional dos preços reais do boi magro acima de três anos, obtido pelo método da média aritmética móvel, para o período 1968/81.

Mês	Índices estacionais		Índice sazonal ^a	Índice de irregularidade ^a	Limites fiduciais ^b	
	Média	Desvio-padrão			Inferior	Superior
janeiro	95,8	9,0	98,7	9,3	94,2	103,0
fevereiro	94,4	9,4	97,1	9,7	92,5	101,7
março	94,1	8,2	96,8	8,4	92,8	100,8
abril	95,5	8,4	98,3	8,6	94,2	102,4
maio	95,4	8,4	98,2	8,6	94,1	102,3
junho	94,8	8,4	97,5	8,6	93,4	101,6
julho	95,8	9,3	98,6	9,6	94,1	103,1
agosto	97,1	6,8	99,9	7,0	96,6	103,2
setembro	101,8	11,8	104,7	12,1	99,0	110,4
outubro	102,1	12,1	105,1	12,4	99,2	111,0
novembro	101,5	11,4	104,4	11,7	98,8	109,8
dezembro	97,9	8,3	100,7	8,5	96,7	104,7

Fonte: Dados da pesquisa.

^a Os índices sazonal e irregular foram obtidos da média e do desvio-padrão dos índices ajustados por um fator igual ao quociente de 1200 e à soma dos índices estacionais.

^b Os limites fiduciais foram estimados com base no nível de significância de 10% para o período de 14 anos.

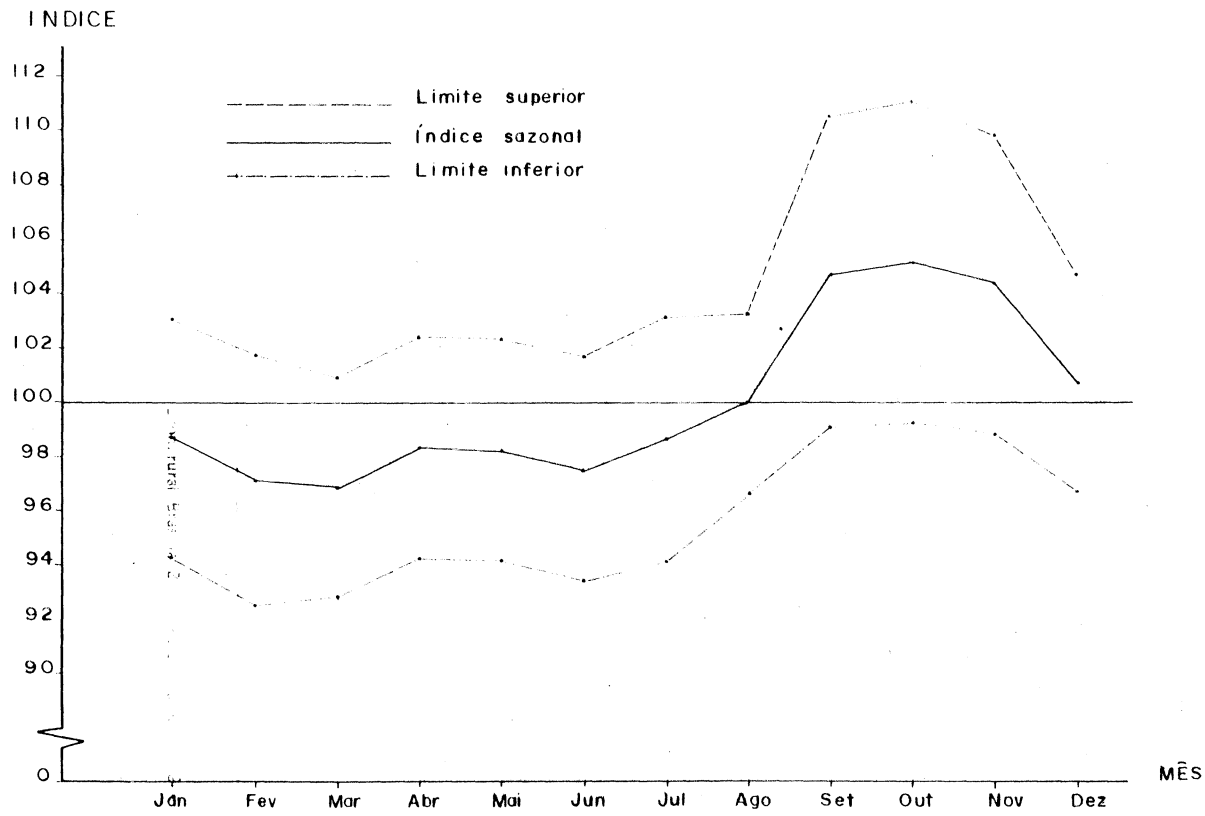


FIGURA 3 Índice sazonal do preço real do boi magro acima de três anos. Estado de Mato Grosso do Sul, 1968/81.

As características da série de preços reais mensais do boi magro acima de três anos são determinados, em grande parte, pelas condições de produção do Pantanal, devido ao fato de ser o principal fornecedor desta categoria de gado; isto se conclui pela estreita correspondência observada entre as variações da oferta do boi e, concomitantemente, as variações do preço e as mudanças produtivas que acompanham os ciclos climáticos. Neste sentido, quando se especifica a sazonalidade dos preços para uma série de dados de diversos períodos produtivos, se introduz um fator de achatamento ou compensação, que mascara a resposta das variações do preço ao longo do ano, o que explica a insignificância estatística da fonte de variação mês, na análise de variância.

Na Tabela 10 apresentam-se os índices dos preços reais do boi acima de três anos para dois subperíodos, com características produtivas diferentes; a evolução média do índice estacional ao longo do ano, relativa a estes dois subperíodos, é mostrada na Figura 4.

TABELA 10. Índices estacionais dos preços reais do boi magro acima de três anos, estimados para dois subperíodos.

Mês	Subperíodos		Média geral período 1968/81
	1968/73	1974/76	
janeiro	93,1	109,7	100,1
fevereiro	92,8	106,7	99,2
março	95,6	103,4	97,7
abril	95,7	106,3	98,3
maio	96,7	100,5	98,3
junho	96,8	99,5	97,0
julho	96,6	97,2	97,0
agosto	102,3	96,1	99,0
setembro	107,4	95,6	105,6
outubro	108,7	96,6	107,7
novembro	109,8	95,1	105,9
dezembro	104,5	93,3	100,5

Fonte: Dados da pesquisa.

Comparando estes resultados com os obtidos por Pessoa (1979) em São Paulo e Felício Filho et alii (1977) em Minas Gerais em estudos da variação estacional dos preços médios do boi gorda, em que ainda em janeiro se observava parte do período de entressafra, é possível visualizar a existência de certa defasagem entre os picos de preço que favorecia a pecuária do Pantanal.

O segundo subperíodo (Tabela 10) do preço real do boi magro parece determinado por dois fatores, ambos de efeitos negativos para a pecuária regional: o primei-

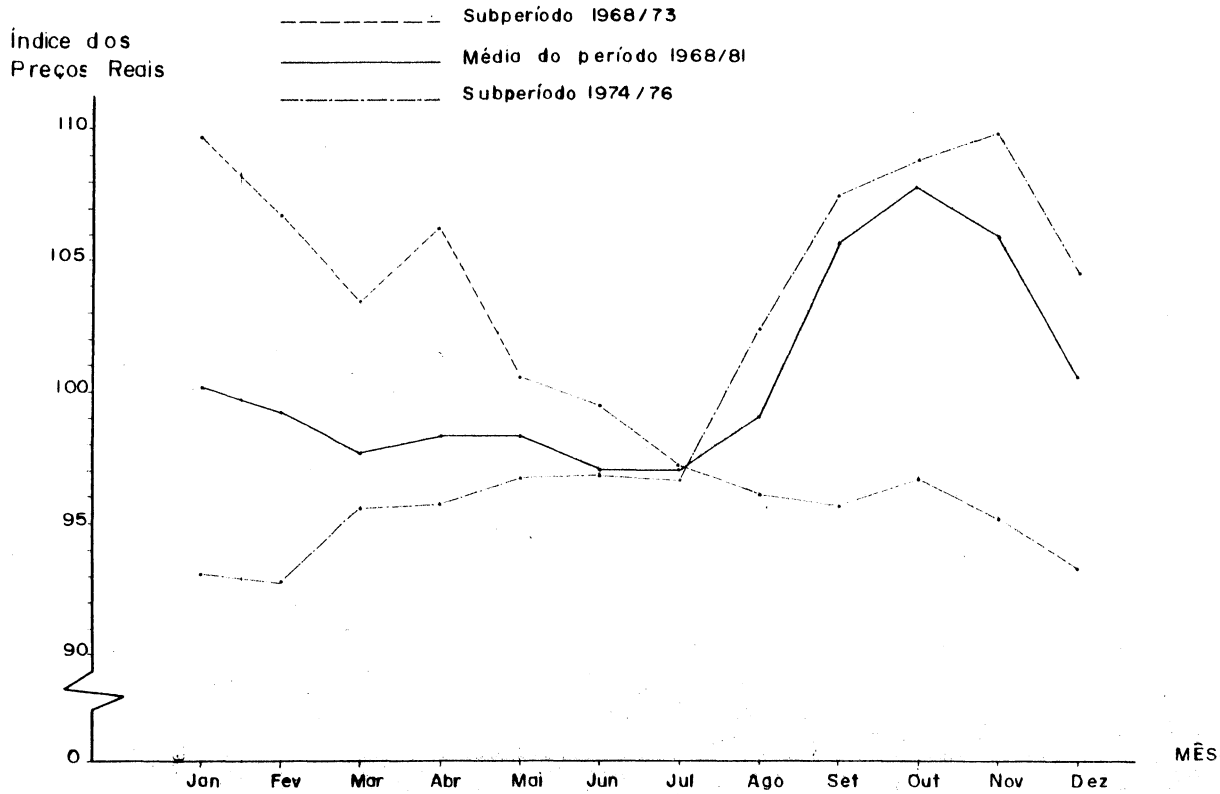


FIGURA 4 Comparação de ciclos sazonais do índice de preço real do boi magro. Estado de Mato Grosso do Sul. 1968/81.

ro se refere a um ciclo de enchentes no Pantanal, onde a atividade pecuária estava se desenvolvendo rapidamente; o segundo fator diz respeito à fase depressiva dos preços reais da pecuária nacional. Os efeitos conjugados destes fatores provocaram mudanças na tipificação do produto comercializado. Houve um aumento na venda de gado para abate, procurando reduzir os efeitos da queda na comercialização do gado de recria e do boi magro (Cadavid García, 1981b). Neste sentido, surgiu uma subsafra concorrente com a safra do boi gordo.

A periodicidade sazonal de 12 meses foi estudada de uma função com sobreposição de harmônicos de 12 e 8 meses. Outras frequências de menor intensidade não mostraram efeitos significativos, aos níveis de 10%, na explicação da variação do preço mensal.

As informações utilizadas correspondem aos preços reais médios mensais da série 1968/81; as funções foram ajustadas pelo método dos MQO, apresentando a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \hat{P}(\text{BM}) &= 2.519,45 - 125,92 \cos(w - \theta) - 88,86 \cos(w - \theta) & (25) \\ & (227,12)^{**} \quad (-6,93)^{**} & \quad (-3,74)^{**} \\ R^2 &= 0,92 & \quad F = 21,35^{**} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}(\text{BG}) &= 231,90 - 23,95 \cos(w -) + 12,22 \cos(w -) & (26) \\ & (174,21)^{**} \quad (-12,02)^{**} & \quad (4,23)^* \\ R^2 &= 0,97 & \quad F = 65,11^{**} \end{aligned}$$

em que, $\hat{P}(\text{BM})$ E $\hat{P}(\text{BG})$ correspondem aos preços reais do boi magro e do boi gordo; o número entre parêntesis é a estatística "t" de Student; * é significativa ao nível de 5% e ** é significativa ao nível de 1%.

Pelo teste não paramétrico de Doran & Quilkey verifica-se que 67% (boi magro) e 79% (boi gordo) da variação total dos preços reais médios mensais explicada pelas funções periódicas (25) e (26) relativas ao período fundamental de 12 meses. Constatou-se que os efeitos perturbadores de outros ciclos sazonais revestem-se de maior importância para o caso do boi magro. As mudanças no sistema de produção pecuário pantaneiro, induzidas pelas condições climáticas e hidrológicas da região, provocaram alterações na curva estacional da oferta e, concomitantemente, no comportamento dos preços ao longo do ano, caracterizando subperíodos de diferentes safras ao longo da série mensal de preços.

As estimativas dos parâmetros que caracterizam os ciclos sazonais dos preços

reais do boi magro (P (BM)) e do boi gordo (P (BG)) são apresentados na Tabela 11.

TABELA 11. Estimativa dos parâmetros das funções harmônicas das séries de preços reais mensais do boi magro e do boi gordo durante o período de 1968/81.

Componente Periódico	Amplitude			Período e Frequência			Fase ($\hat{\theta}_i$)
	\hat{A}_i	\hat{a}_i	\hat{b}_i	\hat{p}_i	\hat{f}_i	\hat{w}_i	
\hat{C}_1 (P(BM))	125,92	- 53,11	- 114,17	12	1/12	0,523	2,135
\hat{C}_2 (P(BM))	88,86	- 0,93	88,86	8	1/8	0,785	0,560
\hat{C}_1 (P(BG))	23,95	- 3,10	- 23,75	12	1/12	0,523	2,441
\hat{C}_2 (P(BG))	12,22	2,07	12,04	8	1/8	0,785	1,401

Fonte: Dados da pesquisa.

A frequência angular (w_i) é um fator de escala na abscissa, que permite estudar o comportamento da variável "tempo" em relação às oscilações (Chatfield, 1975); neste sentido, a comparação das funções periódicas para um mesmo período permitiria estimar a "distância temporal" relativa aos máximos.

O componente periódico fundamental para o preço real mensal do boi magro, obtido da estimativa da função (25) apresenta a seguinte forma:

$$\hat{C}_1 (P (BM)) = 125,92 \cos (0,523 t - 2,135) \quad (27)$$

O componente periódico fundamental para o preço real mensal do boi gordo, obtido da estimativa da função (26) apresenta a seguinte forma:

$$\hat{C}_1 (P (BG)) = 23,95 \cos (0,523 t - 2,441) \quad (28)$$

No ponto de máximo dos componentes periódicos, identifica-se a situação temporal mais representativa dos períodos de entressafra. Nesse ponto médio estimaram-se valores de 2,135 e 2,441 radianos. A diferença temporal na abscissa foi estimada em 0,31 radianos, correspondente à defasagem entre os dois ciclos sazonais; essa diferença é de 1,8 meses.

A variância pode ser estimada da amplitude média da frequência, expressa nas

mesmas unidades (ao quadrado) em que foi definida a variável da série. Para o caso do boi magro e do boi gordo estimaram-se variâncias de 7.927,92 e 286,80, respectivamente, cuja relação ($\hat{\sigma}_{BM}^2/\hat{\sigma}_{BG}^2$) de 27,64 excede em 2,5 vezes a relação dos termos independentes (médias das séries) de 10,86. Esta alta dispersão no ciclo estacional constitui um elemento da amplitude de variação da série de preços reais de maior intensidade na direção do produtor. Os intervalos de confiança da amplitude fundamental para o nível de significância de 5%, foram estimados entre 121,3 e 195,2, para P (BM) e 17,9 e 37,1, para P (BG).

Análise do preço de diferentes categorias de gado comercializado no Pantanal

Na Tabela 12 apresenta-se o preço nominal e constante de diferentes categorias de gado comercializado no Pantanal durante o período 1971/81. Estas cotações do gado foram observadas em duas fases de ciclos climáticos diferentes e várias fases de ciclos pecuários.

Em termos gerais, tem-se observado que a alta dos preços dos animais de reposição antecede à majoração do preço do boi gordo no início do aclibe do ciclo pecuário. Nas proximidades do pico do preço do boi gordo, quando espera-se a recomposição do rebanho (retenção de matrizes) em resposta à alta dos preços, às cotações do bezerro, em termos relativos, começam a declinar. Com a maior retenção de matrizes aumenta a oferta de bezerras. Fenômeno contrário observa-se com o abate indiscriminado de matrizes, além do limite de 25%, provocando escassez de bezerras que, ao encarecerem, puxam o elo seguinte da cadeia, com efeitos amortecidos em função das expectativas formadas em torno do mercado de bovinos e das condições produtivas da região.

Para avaliar as relações das mudanças de preços constantes nas diferentes categorias de gado comercializado no Pantanal, foi ajustada, pelo método dos MQO, a seguinte equação orientada para o produtor:

$$1n \hat{P}(\text{BEZ}) = 1,244 + 0,748 \ 1n \ P(\text{NOV}) + 0,447 \ 1n \ P(\text{V}) - 0,362 \ 1n \ P(\text{BM}) \quad (29)$$

(49,17) (3,85) (17,18) (15,27)

$$R^2 = 0,81 \quad F = 10,12^* \quad DW = 2,21$$

em que, $1n$ é logaritmo neperiano; $\hat{P}(\text{BEZ})$ é preço médio do bezerro de sobreano, recebido pelo pecuarista, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; $P(\text{NOV})$ é preço médio do novilho com idade em torno dos dois anos, recebido pelo pecuarista, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; $P(\text{V})$ é preço médio da vaca para abate, recebido pelo pecuarista, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; $P(\text{BM})$ é preço do boi magro acima de três anos, recebido pelo pecuarista, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; e DW é a estatística de Durbin & Watson; * é nível de significância de 1% e o número entre parêntesis é o "nível mínimo de significância".

TABELA 12. Preço de diferentes categorias de gado recebido pelo pecuarista em Corumbá (MS), durante o período 1971/81. Cruzeiros por cabeça^a.

Ano	Bois acima de três anos	Novilhos de dois anos	Vaca para abate	Bezerro de sobreano
1971	553,20 (2472,16)	280,00 (1251,27)	233,33 (1042,71)	180,00 (804,39)
1972	577,05 (2198,44)	400,00 (1523,92)	440,00 (1676,31)	383,33 (1460,41)
1973	1112,25 (3687,70)	605,00 (2005,89)	490,00 (1624,61)	500,00 (1657,76)
1974	1149,80 (3735,29)	800,00 (2061,13)	850,67 (2191,68)	588,50 (1516,22)
1975	1695,00 (3415,05)	800,00 (1611,82)	717,67 (1443,93)	620,00 (1249,16)
1976	2071,00 (2954,34)	889,89 (1268,03)	1008,67 (1438,89)	885,80 (1263,62)
1977	2717,60 (2717,60)	1600,00 (1600,00)	1000,00 (1000,00)	869,50 (869,50)
1978	4019,12 (2897,71)	3500,00 (2523,43)	2743,33 (1977,89)	2462,17 (1775,18)
1979	10803,43 (5060,15)	4500,00 (2107,73)	4711,67 (2206,87)	2719,00 (1273,53)
1980	15120,40 (3536,93)	12000,00 (2807,02)	9486,00 (2214,74)	9686,67 (2265,89)
1981	16333,33 (2097,24)	14666,67 (1883,24)	11833,33 (1519,43)	11333,33 (1455,23)

^a Fonte: Informações obtidas de oito pecuaristas.

O número entre parêntesis corresponde ao preço real estimado com base no deflator dado pelo IGP-DI, "2", FGV; Conjuntura Econômica (1979).

Para o nível de significância de 5%, a estimativa DW de 2,21 resulta inferior ao valor crítico dado pela expressão $(4-d_L)$ de 2,39, permitindo aceitar a hipótese nula de ausência de correlação serial.

As elasticidades da função (29), correspondentes no presente caso aos coefi-

cientes de regressão parcial, permitem inferir que uma variação de 10% nos preços reais de novilhos ou de vacas descartadas, esteve associada à mudanças de 7,5 ou 4,5%, no mesmo sentido, no preço real do bezerro sobreano. Para o caso de mudanças no preço real do boi acima de três anos de 10%, estimou-se uma mudança, em sentido contrário, de 3,6% no preço do bezerro sobreano, "ceteris paribus".

RESUMO

O Pantanal Mato-grossense corresponde a uma extensa planície de 138.117 km², onde a alternância de períodos de chuva com períodos secos e suas especiais características ecológicas permitiram, quase sem opções, o desenvolvimento de um grande centro criatório natural de bovinos.

A análise de preço foi realizada para os principais componentes com ênfase nas variações de tendências, cíclicas e estacionais, procurando identificar, para cada caso, os fatores circunstanciais que caracterizaram esses componentes.

Os principais pontos a destacar no estudo são:

- a. a significância estatística do componente de tendência foi determinada pelo teste de Mann. A tendência, significativa ao nível de 5%, foi estimada mediante gráficos e pelo polinômio de quarto grau. As oscilações estacionais foram analisadas através da função periódica, com componente de tendência linear, pela sobreposição de harmônicos de 12 e 8 meses, enquanto que as variações cíclicas foram analisadas com base no ajustamento de funções periódicas contendo sobreposição de harmônicos de 7 e 8 anos;
- b. ao longo da série de preços reais do boi magro de 1950/83, observou-se um aumento médio anual de Cr\$ 52,06 por cabeça. Para o caso do boi gordo (1955/83) a tendência mostrou um aumento médio anual de Cr\$ 5,33 por unidade de 15 kg de peso. Se comparados estes aumentos, verificou-se que o preço do boi gordo experimentou aumento médio anual superior em 6,3% à majoração do preço do boi magro;
- c. a trajetória da tendência dos preços reais do boi magro permite identificar ciclos pecuários de oito anos correspondentes a quatro anos, em média, para que uma matriz tenha sua primeira cria e quatro anos após para que essa primeira cria seja comercializada como boi magro para engorda;
- d. as variações do preço real do boi magro seguem *pari passu* as variações do preço real do boi gordo, estimando-se que essa "equivalência cíclica" se realiza com defasagem de 6,6 meses (espaço temporal entre as duas safras);
- e. o aprimoramento do processo de produção pecuário, aos níveis de propriedade e de comercialização, trouxe mudanças na diferença de preços recebidos pelos pecuaristas de boi gordo e de boi magro, passando de $14,7 \pm 6,6\%$ (1966/74) para $5,3 \pm 2,8\%$, a partir de 1974;

- f. as variações estacionais do preço real do boi magro mostram índices inferiores a 100 entre janeiro e julho/agosto, com marcada tendência de elevação dos preços entre setembro e dezembro. Comparando os pontos máximos da entressafra do boi gordo e do boi magro (funções de componentes periódicos fundamentais), determinou-se a diferença temporal de 0,31 radianos ou 1,8 meses; essa diferença temporal corresponde à defasagem entre os dois ciclos estacionais; e
- g. verificou-se significativa relação funcional entre os preços reais do bezerro sobreano e os preços reais de novilhas, vacas descartadas e boi magro acima de três anos; os coeficientes de elasticidades, estimados da equação linear em logaritmos, foram: $\epsilon_{BN} = 0,75$, $\epsilon_{BV} = 0,45$ e $\epsilon_{BBM} = -0,36$ (ϵ_{BN} = elasticidade preço do bezerro - preço do novillo; ϵ_{BV} = elasticidade preço do bezerro - preço da vaca e ϵ_{BBM} = elasticidade preço do bezerro - preço do boi magro).

CONCLUSÕES

As principais conclusões referem-se a vários aspectos relacionados com a atividade produtiva pecuária, com a política de preço dos produtos bovinos e com as variações do mercado:

- a. quanto à atividade produtiva, convém destacar que a região pantaneira não apresenta distribuição padrão da chuva, ainda dentro de determinado ciclo climático; neste sentido, a produção bovina, estreitamente relacionada com a disponibilidade de pastagens nativas que são a base da alimentação, mostra variações de sub-região para sub-região. Com a alternância dos ciclos climáticos observa-se mudanças nos períodos de safra e entressafra das categorias de animais comercializados. O estudo dos fenômenos de estacionalidade e dos ciclos inerentes à pecuária de corte pantaneira são condições básicas para a análise das variações dos preços;
- b. no aspecto relacionado com a política de preços estabelecida para as diferentes categorias de animais, observa-se contínuas mudanças; na maioria das vezes os níveis de preços somente servem de base para a tributação fiscal (Imposto de Circulação de Mercadorias, ICM) afastando-se consideravelmente dos observados na comercialização do gado; e
- c. a alternância de períodos de safra e entressafra na pecuária de corte regional tem efeitos negativos para o produtor. O pecuarista, sem condições de completar o ciclo de engorda ou estocar o boi na sua propriedade e, às vezes, pressionado pela falta de pasto e/ou pelo vencimento de encargos financeiros, é obrigado a vender o boi de três a quatro anos de idade e peso vivo de 280 a 330 kg. Neste processo identificam-se dois fatores negativos para o

produtor do Pantanal: do ponto de vista biológico verifica-se a transferência de certo potencial de ganho de peso do boi, para o "invernista" uma vez que o boi magro poderá atingir peso vivo de 460 kg ou mais em oito meses ou menos; por outro lado, os criadores que fazem a engorda dispõem de cronogramas de vendas melhor distribuídos, às vezes, concentrando sua atividade nos meses de entressafra, quando os preços do boi gordo superam a média anual.

REFERÊNCIAS

- BLOOMFIELD, P. **Fourier analysis of time series: an introduction.** New York, J. Wiley & Sons, 1976. 258p.
- BOLCH, B. & HUANG, C. J. **Multivariate statistical methods for business and economics.** New Jersey, Prentice-Hall, 1974. 329p.
- CADAVID GARCÍA, E. A. **Estimativa dos custos de produção da pecuária de corte do Pantanal Mato-grossense.** Corumbá, EMBRAPA, UEPAE de Corumbá, 1981a. 75p. (Circular Técnica, 3).
- CADAVID GARCÍA, E. A. **Índices técnico-econômicos da região do Pantanal Mato-grossense.** Corumbá, EMBRAPA, UEPAE de Corumbá, 1981b. 81p. (Circular Técnica, 7).
- CARNE: um mercado em crise ? **Agroanalysis**, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 4(4):3-18, 1980.
- CHATFIELD, C. **The analysis of time series: theory and practice.** London, Chapman & Hill, 1975. 263p.
- DORAN, H. E. & QUILKEY, J. J. Harmonic analysis of seasonal date: some important properties. **Am. J. Agricult. Econ.**, 54(4):646-51, nov. 1972.
- FELÍCIO FILHO, A. et alii. Variação estacional de preços de produtos agropecuários no Estado de Minas Gerais. **Inf. Agropec.**, Belo Horizonte, 3(32), ago. 1977.
- GENNEVILLE, M. S. & MARTINEZ, A. M. **Análisis de sistemas en producción animal.** Santiago, Universidad de Chile, 1975.
- HOFFMAN, R. **Variação estacional dos preços de produtos agropecuários no Estado de São Paulo.** Piracicaba, ESALQ, 1969. 148p. Tese de Doutorado.
- INDICADORES mensais: séries históricas. **Conj. Econ.**, Rio de Janeiro, 31(4):93, abr. 1977.
- ÍNDICES econômicos: retrospectos na nova base. **Conj. Econ.**, Rio de Janeiro, 33(11):10, 1979. Suplemento especial.
- KELEJIAN, H. H. & OATES, W. E. **Introdução à econometria: princípios e aplicações.** Rio de Janeiro, Campus, 1978. 370p.
- R. Econ. rural**, Brasília, 22(2):193-229, abr./jun. 1984

- PECUÁRIA bovina de corte. *Agroanalysis*, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 7(10): 29-35, 1983.
- PEREIRA, I. R. *Análise das séries temporais*. Brasília, Instituto de Cooperação e Assistência Técnica, s/d. p. 4-6.
- PESSOA, R. S. de. *Análise de séries temporais de preços de produtos agropecuários: uma abordagem alternativa*. Brasília, Universidade de Brasília, 1979. 215p. Tese de Doutorado.
- PREÇOS recebidos pelos agricultores: médias anuais 1966/1972, médias mensais 1972. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1973. p.86.
- PREÇOS recebidos pelos agricultores: médias anuais 1971/1976, médias mensais 1976. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1977. p.91.
- PREÇOS recebidos pelos agricultores: médias anuais 1972/1977, médias mensais 1977. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1978. p.95.
- PREÇOS recebidos pelos agricultores: médias anuais 1974/1979, médias mensais 1979. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1980. p.61.
- PREÇOS recebidos pelos agricultores: médias anuais 1981/1982, médias mensais 1982. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1983. p.102.
- SUPERINTENDÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO DA REGIÃO CENTRO-OESTE. *Estudo de desenvolvimento integrado da bacia do Alto Paraguai*. Brasília, EDIBAP, 1978. t.2. 235p.
- WONNACOTT, T. H. & WONNACOTT, R. J. *Introductory statistics for business and economics*. 2.ed. New York, John & Wiley, 1977. 753p.