

# OS PREÇOS DA PECUÁRIA BOVINA DO PANTANAL MATO-GROSSENSE<sup>1</sup>

EDUARDO ALFONSO CADAVID GARCÍA<sup>2</sup>

**RESUMO** - A análise de preço foi realizada para os componentes de tendência cíclica e de estacionalidade, identificando, para cada componente, as formas estruturais das variações do preço. As principais conclusões são: a) pela análise de tendência, estimou-se aumento médio do preço de Cr\$ 55,81/boi magro (cruzeiros reais de 1977); para o caso do boi gordo, o aumento médio anual foi de Cr\$ 5,92/15 kg de peso vivo; em termos comparativos estimou-se aumento do preço do boi gordo 10% superior ao estimado para o boi magro; b) pela análise de funções periódicas, estimaram-se ciclos pecuários, para o boi magro, de oito anos; para o boi gordo, de sete anos; c) as variações do preço real do boi magro seguem *pari passu* aquelas do boi gordo, estimando-se, da análise do ciclo fundamental das funções periódicas, defasagem de 6,6 meses; d) a análise sazonal, feita pela média móvel centralizada e complementada pela função periódica aplicada ao ciclo bem comportado, mostrou que o preço real do boi magro apresenta índices inferiores a 100, entre janeiro e agosto, com elevações acima de 100, de setembro a novembro; a diferença temporal entre as safras do boi gordo e do boi magro foi estimada em 1,86 mês.

Termos para indexação: tendência, ciclo sazonal, ciclo pecuário, função periódica, elasticidade de preço, preço relativo.

## BEEF CATTLE PRICES IN THE "PANTANAL MATO-GROSSENSE", BRAZIL

**ABSTRACT** - The price analysis was performed for cyclic and seasonal trend components, identifying the structural forms of price variations for each component. The main conclusions are: (a) by trend analysis, mean animal price increase was estimated being Cr\$ 55.81 (real cruzeiros of 1977) for the lean steer; the price increase of the fat steer was estimated as Cr\$ 5.92/kg of dry weight, 10% higher than for the lean steer. (b) By periodical function analysis, beef cattle cycles were estimated as eight years for the lean steer compared to seven years for the fat steer; (c) The real price variations of the lean steer follow the fat steer prices "*pari passu*", with a 6.6 month lag phase estimated through the fundamental cycle of periodical functions analysis; (d) The seasonal analysis based on "centered moveable mean" and complemented with the periodical function applied to a "well behaved" cycle showed that the lean steer real price presents rates below 100 between January and August, and increases above 100 from September to November; the temporal difference between harvest of the fat steer and the lean steer was estimated as 1.86 months.

Index terms: trend, seasonal cycle, beef cycle, periodical function, price elasticity, relative price.

## INTRODUÇÃO

O Pantanal Mato-grossense encontra-se nos Estados de Mato Grosso (38%) e Mato Grosso do Sul (62% da área) (Fig. 1), ocupando uma superfície de 139.111 km<sup>2</sup> (Brasil. SUDECO 1978); é formado por uma grande planície, com sérias restrições na drenagem superficial e interna dos solos, favorecida pelo baixo gradiente, em torno de 2,5 a 3,0 cm.km<sup>-1</sup>. Toda esta planície é sujeita a alagamento periódico, variável de ano para ano, quanto à intensidade, frequência e área afetada pela inundação. Estes problemas, somados à baixa fertilidade da maioria dos solos, constituem fato-

res limitantes para a implantação de lavouras comerciais (Brasil. SUDECO 1978).

A atividade pecuária, com aparente aptidão para a cria de bovinos, é desenvolvida extensivamente, sendo ajustada a um regime de alternância dos períodos de excesso e déficit de água, com um mínimo de aplicações de insumos modernos. As pastagens naturais típicas de aluvião, utilizadas na forma de pastejo extensivo, com subdivisões de grandes áreas, constituem a base da alimentação do gado (Cadauid García 1981a).

A posse da terra pode representar um elemento básico para explicar o processo produtivo e outros fenômenos do desenvolvimento. Para o caso do Pantanal, a estrutura fundiária é de grandes propriedades, com estimativa modal de 13.835 ha, verificando-se decréscimo no índice de lotação de 0,44 cab.ha<sup>-1</sup> no menor estrato (área média de 2,474 ha) para 0,32, 0,31 e 0,28 nos estratos com

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 16 de dezembro de 1983.

<sup>2</sup> Eng.<sup>o</sup> Agr.<sup>o</sup> Dr. EMBRAPA - Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual (UEPAE) de Corumbá, Caixa Postal 109, CEP 79300 - Corumbá, MS.

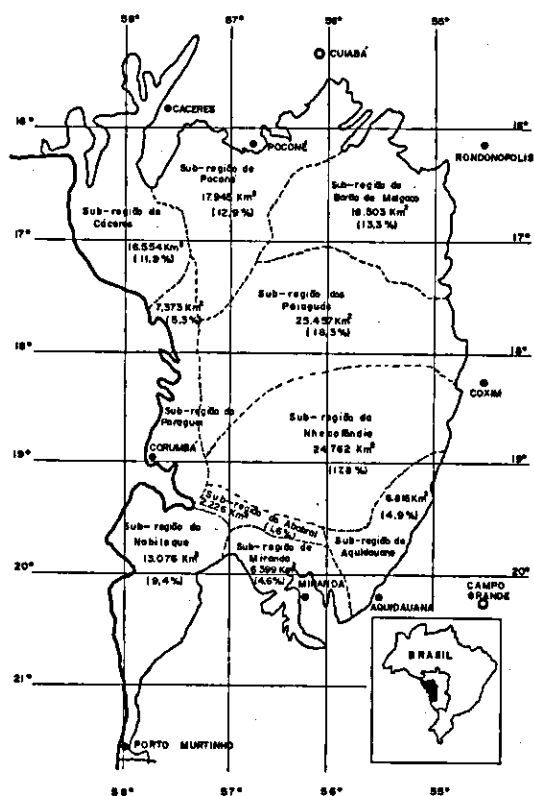


FIG. 1. Localização geográfica e sub-regiões do Pantanal Mato-grossense (Adaptado de Adámoli, Prelo).

áreas médias de 6,819, 13.835 e 29.710 ha, respectivamente (Cadauid García 1981a). Na periferia do Pantanal, encontram-se pequenas propriedades, onde a atividade agrícola é relativamente mais importante que a pecuária.

A aparente subutilização da terra no Pantanal poderá ter como causa, entre outras, o caráter especulativo representado pelo investimento fundiário, visto como um seguro à descapitalização numa economia com acentuado processo inflacionário (Cadauid García 1981b).

Em termos gerais, o horizonte de planejamento da empresa pecuária é determinado não só por índices zootécnicos e por condições edafoclimáticas próprias de cada região, mas, principalmente, por um conjunto de variáveis econômicas, as quais podem agir sobre o mercado de bovinos, provocando mudanças no processo produtivo e na caracteri-

zação dos ciclos pecuários, incentivando, sustando e até desencorajando o produtor, conforme as condições favoráveis, instáveis ou adversas predominantes no mercado do boi.

No mercado de gado no Estado de Mato Grosso do Sul, pode-se observar os efeitos das variações do preço que prevaleceram no mercado nacional e internacional; após certa euforia, em 1973/74, quando os preços atingiram níveis reais máximos, a pecuária experimentou os efeitos econômicos depressivos da queda dos preços. Segundo Pecuária de Corte (1982b), a principal característica do mercado do boi gordo é o aumento do abate de matrizes em resposta à queda prolongada da rentabilidade da pecuária.

Dentro do fenômeno cíclico pecuário, o boi gordo é o elemento central na evolução de preços dos bovinos, podendo-se observar, ao longo de sucessivos ciclos, variações nas séries de preços de bezerras, bois magros e vacas solteiras (Pecuária de Corte 1982b).

A evolução cíclica dos preços, com fases ascendentes e marcada tendência à retenção de matrizes alternando-se com fases descendentes dos preços e maiores taxas de descarte de ventres (descapitalização da pecuária), não beneficia produtores nem consumidores; parece incentivar setores da comercialização de ação oportunista e especulativa, com maior poder de ação nos pecuaristas pequenos e mal informados sobre a dinâmica do mercado de gado. A estes fatos acrescenta-se a instabilidade climática, de efeitos de longo prazo; a estrutura produtiva pecuária, determinada durante um dado ciclo climático, poderá experimentar sensíveis mudanças no ciclo seguinte, o que se reveste de especial importância econômica na pecuária, em que muitos investimentos são de longo prazo.

A análise de preço constitui ferramenta muito valiosa para o pecuarista no processo de tomada de decisão; para o Governo, constitui um poderoso instrumento para a formulação e aplicação de políticas convenientemente direcionadas para o setor pecuário; para os órgãos de pesquisa, poderá auxiliar na indicação de prioridades de pesquisa e no processo de difusão e adoção de tecnologias, de acordo com as relações de preços de produtos e dos fatores de produção.

Em termos analíticos, a compreensão das variações dos preços das diferentes categorias de gado realiza-se a partir do estudo dos fenômenos de estacionalidade e ciclos inerentes à pecuária bovina. No Pantanal, são relativamente escassos estes estudos, apesar de ser a região um importante centro pecuário do País.

A pesquisa agropecuária, vista como instrumento básico de desenvolvimento econômico e social, dificilmente poderá atingir seus objetivos sem uma análise de preço que permita, dentro de determinados limites, estimar a rentabilidade esperada dos novos sistemas de produção; por outro lado, a análise de preço poderá permitir ajustamentos na produção, com inegáveis vantagens para produtores e consumidores.

Em termos gerais, os objetivos da presente análise de preço são:

1. Estudar as variações cíclicas e de tendência do preço das principais categorias de gado comercializado no Pantanal, comparando-as com as variações cíclicas e de tendências de outras regiões pecuárias do País.
2. Estudar as variações estacionais e identificar períodos estacionais de acordo com as características produtivas de cada época; fazer comparações com as variações estacionais verificadas em outras regiões do País.
3. Estudar as relações existentes entre as diversas categorias de gado comercializado, procurando quantificar essas relações.
4. Analisar os termos de troca e sua evolução, como forma alternativa de estudar as variações do poder aquisitivo do pecuarista.

#### METODOLOGIA

O estudo foi conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul, com referência especial ao Pantanal Mato-grossense e seus principais centros pecuários: Nhecolândia e Paiaguás.

As informações de preços foram obtidas de registros de pecuaristas da região, do Serviço de Informação de Mercado Agrícola (SIMA), da Fundação Getúlio Vargas, da agroindústria (frigoríficos e abatedouros) e da Exatona Municipal de Rendas dos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. As séries de preços do boi gordo correspondem às cotações médias do mercado de Araçatuba, SP, e às séries de preços do boi gordo de Belo Horizonte, MG. Os preços foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços - IGP (disponibilidade interna - coluna 2)

da FGV, ano base 1977 (Conjuntura Econômica 1977).

As principais hipóteses, que se referem ao comportamento esperado dos componentes da série de preços, são: a) as variações cíclicas e estacionais apresentam padrões de comportamento periódicos ou quase-periódicos; b) a amplitude da variação estacional permite estimar um índice que exprime a dependência da pecuária aos fatores naturais, isto é, a amplitude do período relacionado inversamente com a aplicação de insumos pecuários modernos; c) existe uma defasagem entre as variações do preço real do boi magro em relação às variações do preço real do boi gordo; d) pode-se identificar ciclos sazonais relacionados com condições da produção, especialmente aquelas provocadas por fenômenos climáticos.

Uma série de preços é composta de vários elementos, entre os quais se destacam: a) a tendência; b) a variação estacional; c) a variação cíclica; d) as variações irregulares. A análise da série de preços visa descrever estes componentes, geralmente, mediante uma função matemática baseada em certas pressuposições.

A variação estacional conforma a flutuação dos preços reais dentro de um mesmo ano; estas flutuações no ano são provocadas por fatores naturais, especialmente pela variação na disponibilidade de forragem segundo a época do ano, determinando período de safra e entressafra. Na época de safra e pico da comercialização do gado, os preços tendem a cair, enquanto que, durante a entressafra, observam-se os maiores níveis de preço. Mudanças no sistema de produção poderão provocar mudanças na curva estacional da oferta e no comportamento dos preços. Existem vários métodos para estimar estacionalidade, entre os quais se mencionam: médias mensais, médias móveis centralizadas e análise harmônica.

A tendência mostra o comportamento padronizado da série de preços num longo período de tempo, podendo-se analisá-lo mediante gráficos ou equações de tendências; a equação de tendência apresenta a seguinte forma geral:

$$P_i = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \dots + b_k t^k \quad (1)$$

em que  $P_i$  é o preço do  $i$ -ésimo ano, expresso em cruzeiros reais de 1977;  $t$ , o tempo expresso como um índice;  $b_j$ , o coeficiente da regressão  $j$ -ésima ( $j = 0, 1 \dots k$ );  $k$ , o grau do polinômio.

Na função (1), estabelece-se que o preço é determinado por fenômenos de recorrência sistemática. Esta variação pode ser desprovida da relação causa efeito; neste sentido, qualquer circunstância esporádica que determine variações no preço, poderá provocar um viés no prognóstico do preço, tanto maior quanto mais significativo for o efeito sobre o preço.

A variação cíclica corresponde às variações do preço que se repetem quase que sistematicamente a intervalos de vários anos. A periodicidade rígida não é real, pode-se observar variações na duração, amplitude e simetria do ciclo. As variações econômicas, agindo sobre o mercado de bovinos, provocam diferenças na duração e amplitude

dos ciclos. Do ponto de vista zootécnico, supõe-se que o ciclo pecuário no Brasil tenha uma duração em torno de sete anos (Carne . . . 1980).

Na análise de séries temporais, que apresentam variações sazonais, o interesse pode ser de eliminar e/ou quantificar a estacionalidade. Chatfield (1975) sugere que, nos casos em que se verifica pequena tendência, a estacionalidade pode ser estudada, a partir da média de cada subperíodo (mês, trimestre), e comparada com a média geral do período como diferença ou relação. O mesmo autor considera que, nas séries com tendências significativas, o método comum para isolar os efeitos estacionais é mediante o cálculo de uma média móvel centralizada ( $S_m(X_t)$ ), definida pela seguinte expressão.

$$S_m(X_t) = \frac{0,5X_{t-6} + X_{t-5} + \dots + X_{t-1} + X_t + X_{t+1} + \dots + X_{t+5} + 0,5X_{t+6}}{12} \quad (2)$$

em que  $X_t$  é o valor da variável no  $i$ -ésimo período.

Na expressão (2) verifica-se que a soma dos coeficientes é um. O efeito estacional pode ser estimado como  $X_t - S_m(X_t)$  ou  $X_t/S_m(X_t)$ , dependendo da natureza da variação sazonal, se aditiva (primeiro caso) ou multiplicativa (segundo caso). O mesmo autor considera que efeitos sazonais oscilando em torno do valor médio podem ser definidos como modelos aditivos, enquanto que os efeitos sazonais que experimentam incrementos diretamente proporcionais ao nível médio, são ditos modelos multiplicativos.

As variáveis estacionais e as variações cíclicas podem ser expressas mediante uma função periódica. Spiegel (1975) define uma função periódica  $f(X)$  de período  $T$ , se, para todo  $X$ , verifica-se  $f(X + t) = f(X)$ , em que  $T$  é uma constante positiva. O menor valor de  $T > 0$  recebe o nome de período de  $f(X)$ .

Bolch & Huang (1974) mostram que uma série temporal periódica estacionária pode ser descrita por quatro parâmetros: o período ( $T$ ) (ou frequência  $f$ ), a amplitude ( $A$ ); a fase ( $\phi$ ) e a média ( $m$ ), mediante a seguinte expressão (representação harmônica):

$$P_i = m + A \cos 2 \pi f(t - \phi) \quad (3)$$

em que  $P_i$  representa preço na  $i$ -ésima unidade de tempo;  $t$  representa tempo.

A expressão (3) pode ser definida em termos de "frequência angular" ( $\omega$ ), expressa em radianos (ou graus) por unidade de tempo ( $\omega = \pi 2 f$  para  $(0 < \omega < 2\pi)$ ); desta forma, tem-se:

$$P_t = m + A \cos (\omega t - \theta), \text{ em que } \theta = 2\pi f\phi \quad (4)$$

Outra forma alternativa de representação da função harmônica (4), baseada em identidades trigonométricas, é:

$$P_t = m + \alpha \cos \omega t + \beta \sin \omega t \quad (5)$$

em que  $\alpha = A \cos \theta$  e  $\beta = A \sin \theta$ .

Chatfield (1975) considera que, na prática, a variação de uma série temporal pode ser provocada pela variação de diferentes frequências. Neste sentido, o modelo estatístico da função periódica é definida pela seguinte expressão:

$$P_t = m + \sum_{j=1}^{N/2} A_j \cos (\omega_j t - \theta_j) + \epsilon_j \quad (6)$$

em que  $N$  é o número de observações;  $j$  o número de repetições do período  $T$ ;  $T$ , o período considerado igual a  $N/j$ , definido como a distância entre dois picos ou cavas,

expresso em unidades de tempo por ciclo;  $A_j$ , a amplitude da frequência  $j$ -ésima, expressa nas mesmas unidades de  $P$ , e representa o máximo desvio da tendência média;  $f_j$ , a frequência  $j$ -ésima, definida com  $1/T$ , expressa em ciclos por unidade de tempo;  $\omega_j$ , a frequência angular do  $j$ -ésimo harmônico, podendo ser considerada como um fator de escala na abscissa, definida como  $\omega = 2\pi_j/N$  (ou  $360^\circ j/N$  radianos) (ou graus);  $\theta_j$ , o ângulo fase do  $j$ -ésimo harmônico, definido como a distância entre a origem e o pico mais próximo;  $\epsilon_j$ , o erro estocástico da  $j$ -ésima observação que, pressupõe-se, satisfaça as seguintes condições:

$$E(\epsilon_j) = 0 \quad (7)$$

$$E(\epsilon_j \epsilon_h) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{para } j = h \\ 0 & \text{para } j \neq h \end{cases} \quad (8)$$

De acordo com a especificação (6) da função periódica, a amplitude e a fase de  $j$ -ésimo harmônico serão expressas por:

$$A_j = (\alpha_j^2 + \beta_j^2)^{1/2} e \quad (9)$$

$$\theta_j = \theta_j = \arctg (-\beta/\alpha). \quad (10)$$

Bloomfield (1976) considera que a expressão  $\arctg (-\beta/\alpha)$  como solução da fase ( $\theta$ ), obtida das equações  $\alpha = A \cos \theta$  e  $\beta = A \sin \theta$  ( $A > 0$ ), pode gerar alguma confusão, uma vez que  $(-\beta/\alpha)$  poderá ser obtida de várias formas. A solução proposta para  $\theta$  exprime-se nos seguintes termos:

$$\begin{array}{ll} \arctg (-\beta/\alpha), & \text{para } \alpha > 0, \\ \arctg (-\beta/\alpha) - \pi, & \text{para } \alpha < 0, \beta > 0, \\ \arctg (-\beta/\alpha) + \pi, & \text{para } \alpha < 0, \beta < 0, \\ -\pi/2, & \text{para } \alpha = 0, \beta > 0, \\ \pi/2, & \text{para } \alpha = 0, \beta < 0, \\ \text{arbitrária} & \text{para } \alpha = 0, \beta = 0. \end{array} \quad (11)$$

Doran & Quilkey (1972) mostraram que os coeficientes da função harmônica ( $m$ ,  $\alpha_j$ ,  $\beta_j$ ) podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), baseados nas hipóteses (7) e (8), relacionadas com o termo de erro aleatório ( $\epsilon_j$ ).

Para testar a presença de autocorrelação serial utilizar-se-á a estatística de Durbin & Watson (Kelejian & Oates 1978). Nas estimativas de MQO, em que for rejeitada a hipótese de que não existe interdependência entre sucessivos valores do resíduo, aplicar-se-á o método dos mínimos quadrados generalizados (MQG), o qual permite reduzir e/ou eliminar a interdependência residual (Kelejian & Oates 1978).

Para as variações cíclicas, propõe-se uma função periódica, com um componente de tendência em torno do qual, espera-se ocorram as oscilações da série. Esta especificação não estacionária da série de Fourier tem a seguinte forma estatística geral:

$$P_t = m' + ct + \sum_{j=1}^{N/2} (\alpha_j \cos \omega_j t + \beta_j \sin \omega_j t) + \epsilon_j \quad (12)$$

onde ( $m' + ct$ ) exprime a tendência global da série, enquanto que a expressão

$$\sum_{j=1}^{N/2} (\alpha_j \cos \omega_j t + \beta_j \sin \omega_j t)$$

define as oscilações em torno dessa tendência. Em termos gerais, o componente de tendência foi especificado por um polinômio de grau  $K$ . Se a curva subjacente aos dados mostrasse um perfeito nível de aderência no sentido de  $K = n$  ( $n$  pontos da curva), negar-se-ia a idéia da tendência como um todo. Por outro lado, a padronização imposta pelo modelo dificilmente poderia ser justificada, mesmo para uma série de preço bem comportada. Finalmente, pretender melhor especificação da tendência da equação (12) significaria introduzir componentes da oscilação, com a mesma função dos harmônicos, gerando, segundo Kmenta (1978), um erro de especificação.

A importância relativa de cada harmônico, que resulta da participação do coeficiente de determinação múltiplo ( $R^2$ ), será estimada pelo teste não-paramétrico de Doran & Quilkey (1972) (DQ), definido pela seguinte expressão:

$$\lambda_j = \frac{(\alpha\beta)_j^2}{\sum_{j=1}^{N/2} (\alpha\beta)^2} \quad (13)$$

em que  $\lambda_j$  é a contribuição do  $j$ -ésimo harmônico para a variação explicada pela função;  $(\alpha\beta)$ , o vetor de coeficientes estimados  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  dos  $N/2$  harmônicos.

Os coeficientes  $\lambda_j$  e  $(R^2)$  fornecem uma medida da variação explicada pelo harmônico e por toda a função. Para testar a contribuição da entrada de uma variável indepen-

dente, em termos de variação explicada, utilizar-se-á o coeficiente de determinação ajustado,  $(R')^2$  (Oliveira 1976).

As regressões estimadas serão avaliadas pelos testes de Student ( $t$ ), Fisher ( $F$ ) e Durbin e Watson ( $DW$ ).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Tendência dos preços da pecuária

A estimação da tendência da série de preços visa descrever o movimento geral dos preços utilizando informações obtidas durante o período de 1950/82. As informações de preço nominal obtidas do produtor pecuário (Tabela 1) correspondem, em sua maioria, a registros de vendas ocorridas entre agosto e fevereiro.

Mediante análise gráfica (Fig. 2), é possível identificar vários ciclos de duração, amplitude e simetrias diferentes. O preço do boi pode variar de maneira mais ou menos sistemática no tempo, mas isto pode ser significativamente influenciado e atribuído aos efeitos de outras variáveis explicativas; por esta razão, as tendências são vistas mais como instrumento descritivo dos movimentos do preço do que como teorias explicativas das causas desses fenômenos. O primeiro ciclo, de aproximadamente oito anos, de 1950/57, apresenta certa simetria, observando-se aumentos do preço real durante os primeiros quatro anos, uma queda brusca, compensada por uma alta; depois, observa-se certo declínio até 1957.

O segundo ciclo de preço corresponde ao período de 1958/65 e apresenta certa simetria, se consideradas três fases; nos três primeiros anos, observam-se elevações do preço, que se estabilizam durante os dois anos seguintes, de, aproximadamente, Cr\$ 2.000,00 por cabeça (cruzeiros de 1977). A partir de 1962, observa-se uma fase de declínio dos preços reais, verificando-se os níveis mais baixos, em 1964/65, de Cr\$ 1.543,00 a Cr\$ 1.650,00 por cabeça (cruzeiro de 1977).

Até 1965, é possível identificar ciclos de preços em torno de oito anos, que viriam a coincidir, a grosso modo, com o tempo decorrido entre o nascimento de uma matriz e o momento em que sua primeira cria, em média, estiver pronta para a venda como boi magro para engorda, geralmente fora do Pantanal. Estes dois ciclos de preço seguiram de

TABELA 1. Preços do boi magro e do boi gordo recebidos pelos pecuaristas paulistas e do Pantanal Mato-grossense, durante o período de 1950/82.

Ano	Preço nominal <sup>a</sup> boi magro (Cr\$/cabeça)	Coeficiente variação (%)	Preço real <sup>c</sup> boi magro (Cr\$/cabeça)	Preço boi gordo (SP)		BM/BG <sup>d</sup>
				Nominal (Cr\$/ 15 kg)	Real (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	0,24
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	661,15	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	2.511,62	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 <sup>b</sup>	-	1.801,66	2.450,00	204,63	9,39

<sup>a</sup> Registro de preço de venda do boi magro de onze pecuaristas.

<sup>b</sup> Informação do Serviço de Informação de Mercado Agrícola (SIMA) de Corumbá (MS), janeiro a março/1982.

<sup>c</sup> O deflator utilizado foi IGP "2" FGV ano base 1977. Conjuntura Econômica (1977).

<sup>d</sup> Relação de preço nominal do boi magro/preço nominal do boi gordo.

perto o ciclo pecuário. A partir de 1966, os efeitos de variáveis econômicas marcaram as fases do ciclo pecuário e, por conseguinte, do ciclo de preço, podendo-se observar quedas e recuperações do preço de maneira acentuada, determinadas, em parte, por um fator de expectativa.

De 1970 a 1974, observou-se uma fase de significativa recuperação do preço real do boi; esta fase eufórica esteve acompanhada de expansão do crédito subsidiado implícito em diversos programas que pretendiam desenvolver o setor pecuário. O aumento da liquidez do pecuarista (bons preços

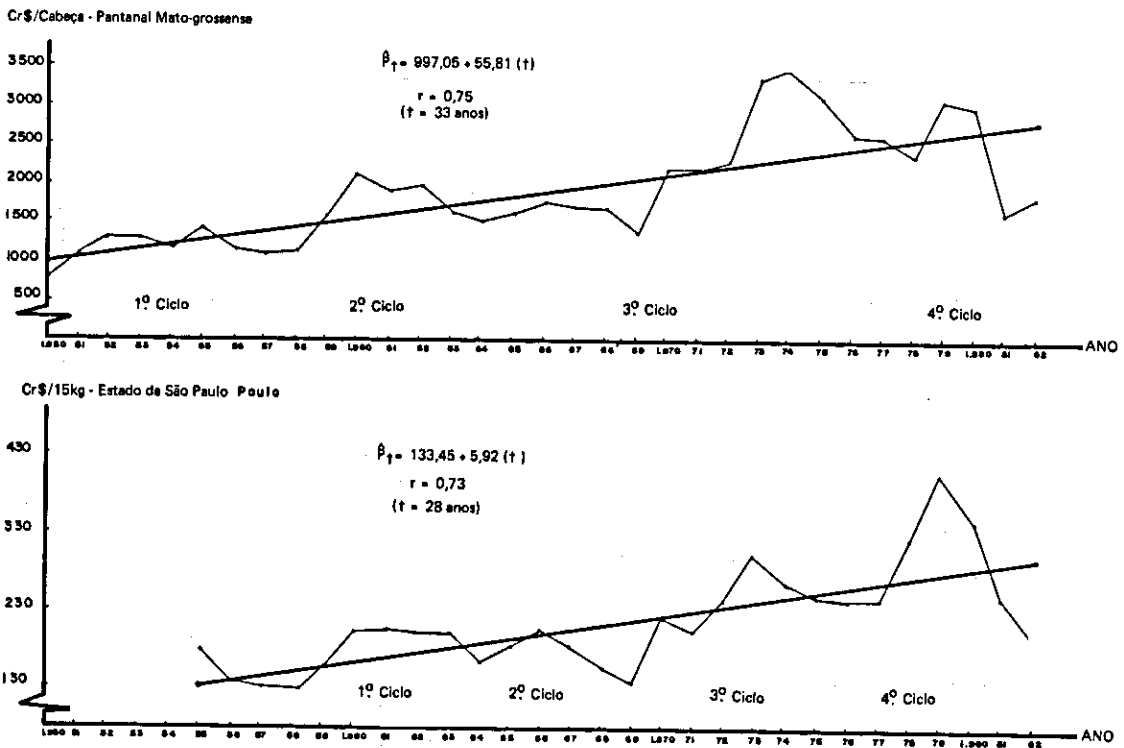


FIG. 2. Tendência dos preços reais do boi magro no Pantanal Mato-grossense durante o período 1950/82 e tendência dos preços reais do boi gordo no Estado de São Paulo durante o período 1950/82.

do gado), somado à fartura do crédito barato, certamente capitalizou o setor mediante o aumento do capital reprodutivo e algumas melhoras no próprio sistema de produção. Com a fase depressiva dos preços iniciada em 1975, o pecuarista defrontou-se com uma séria crise econômica e com ela iniciou a descapitalização do setor. Carne . . . (1980) aponta, para o período de 1975/77, a falta de uma política anticíclica, uma vez que os estoques reguladores, ainda com efeitos positivos sobre a determinação dos preços do boi gordo na safra, não têm efeitos perceptíveis sobre o ciclo pecuário. Na fase declinante de preços, revestem-se de singular importância os programas de incentivos à retenção de matrizes.

Para o caso da pecuária do Pantanal, dois fatores negativos incidiram na produção. O primeiro diz respeito a um ciclo de enchentes, iniciado em 1974, que surpreendeu o pecuarista baseado numa estrutura produtiva ajustada a um longo período

(1959/73) de lençol freático e cota pluvial relativamente baixos. Inicialmente, verificou-se alta mortalidade de bovinos, especialmente bezerros, e falta de condições para escoamento da produção. Como decorrência da enchente, ocorreu a desnutrição do rebanho (escassez de pastagens nativas) e a dificuldade de acesso e deslocamento à região, além de pioramento nas práticas de manejo e controle da pecuária. O segundo fator, de natureza econômica, está relacionado com a fase de declínio dos preços reais da pecuária. Pela falta de capital, e pressionado pelo reintegro do crédito aplicado dois ou três anos atrás, nem sempre de forma eficiente e técnica (falta de estudos técnicos na região), o pecuarista foi forçado a dispor de seu potencial reprodutivo (descapitalização, com venda de matrizes), para procurar manter sua segurança financeira e subsistir às restrições do crédito. Simultaneamente, observaram-se elevados aumentos nos preços dos insumos pecuários, como se pode

TABELA 2. Preços nominais e reais dos principais insumos pecuários. Pantanal Mato-grossense.

Insumo	1973		1976		Taxa aumento (%)
	Preço nominal	Preço real	Preço nominal	Preço real	
Arame liso (rolo)	130,00	431,02	700,00	998,57	232
Arame farpado (rolo)	75,00	248,66	260,00	370,90	149
Sal branco grosso (kg)	0,53	1,76	1,20	1,71	97
Sal mineral (25 kg)	60,00	198,93	220,00	313,84	158
Gasolina (litro)	0,89	2,95	4,41	6,29	213
Óleo diesel (litro)	0,76	2,52	2,15	3,07	122
Transporte ferroviário (Cr\$/cab.)	24,16	80,10	79,25	113,05	141
Boi magro (Cr\$/cab.)	1.075,12	3.387,27	2.118,43	2.648,70	62
Vaca (Cr\$/cab.)	490,00	1.624,61	1.008,67	1.438,89	88
Bezerro (Cr\$/cab.)	517,50	1.715,78	599,17	854,73	50

Fonte: Associação dos Diplomados da Escola Superior de Guerra (1976). Deflator utilizado foi IGP "2" (FGV).

constatar na última coluna da Tabela 2, e reajustes nos preços de venda das principais categorias de gado comercializadas na região significativamente menores.

O conjunto de fatores que influenciaram o ciclo pecuário, a partir de 1974, provocou reversões na tendência da comercialização e na própria definição temporal dos ciclos sazonais, conforme resultados obtidos por Cadavid García (1981a).

Na Fig. 2 apresentam-se as séries de preços do boi magro no Pantanal Mato-grossense, durante o período de 1950/82, e do preço do boi magro no Estado de São Paulo, durante o período de 1955/82, estimando-se, do ajustamento linear da tendência, um aumento médio anual de Cr\$ 55,81 por cabeça (boi magro) e de Cr\$ 5,92 por unidade de 15 kg. Em média, para todo o período estudado, calculou-se uma relação de troca de 10,37 unidades de 15 kg de peso por um boi magro; nestes termos, concluiu-se que o preço do boi gordo teve um aumento anual médio 10% superior ao aumento médio anual observado para o boi magro.

A tendência do preço real do boi magro foi estimado pelo método de MQO, mediante a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \hat{P}(\text{BM}) = & 743,29 + 299,14(t) - 41,69(t)^2 + \\ & + 2,35(t)^3 - 0,04(t)^4 \\ & (2,63)^{**} (2,36)^{**} (-2,54)^{**} (3,03)^{**} \\ & (3,39)^{**} \quad (14) \\ & R^2 = 0,75 \quad F = 20,87^* \quad DW = 1,65^{\text{NS}} \end{aligned}$$

em que  $\hat{P}(\text{BM})$  é o preço real do boi magro, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça; t, um índice de tempo (1950 = 1, 1951 = 2... 1982 = 33); o número entre parênteses corresponde à estatística t;  $R^2$ , F e DW são os coeficientes de determinação, de Fisher e Durbin e Watson; \* nível de significância de 1%; \*\* nível de significância de 5%, NS não-significativo ao nível 5%, permitindo aceitar a hipótese de nulidade (não existe autocorrelação serial do resíduo).

Uma das grandes vantagens da aplicação da análise harmônica é que permite utilizar diretamente a informação original, possibilitando comparações e análises mais detalhadas das variações.

Para o caso da série de preços reais do boi magro e do boi gordo, observou-se um subperíodo de 1965/68 que, aparentemente, não se ajusta a nenhum ciclo pecuário. A análise cíclica da série de preço exclui este período. A função periódica para a série de preços reais do boi magro, estimada pelo método de MQO, apresenta a seguinte forma:



$$\hat{P}(\text{BM}) = 619,33 + 105,27(t) + 470,24 \cos\left(\frac{2\pi t}{8} - \theta\right) + 193,29 \cos\left(\frac{2\pi t}{7} - \theta\right) \quad (15)$$

$$\begin{array}{cccc} (5,97)^* & (14,38)^* & (3,89)^* & (2,16)^{**} \\ F = 44,66^* & R^2 = 0,92 & DW = 1,81^{\text{NS}} & \end{array}$$

Pelo índice DQ (Doran & Quilkey 1972), conclui-se que o harmônico de oito anos compreende 86% da variação explicada pela equação (15), enquanto o período de menor frequência é responsável por apenas 13% dessa variação. Pelo coeficiente de determinação, pode-se concluir que 92% da variação total é explicada pela função estimada. As estimativas dos parâmetros da função harmônica ajustada para o boi magro são apresentadas na Tabela 3.

A função periódica do preço real do boi gordo para o Estado de São Paulo, estimada pelo método de MQO, apresentou a seguinte forma:

$$\hat{P} = (\text{BG}) = 139,17 + 7,55(t) + 60,39 \cos\left(\frac{\omega t}{8} - \theta\right) + 66,32 \cos\left(\frac{\omega t}{7} - \theta\right) \quad (16)$$

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

$$R^2 = 0,72 \quad F = 7,66^{**} \quad DW = 1,03^{\text{I}}$$

em que  $\hat{P}(\text{BG})$  refere-se ao preço do boi gordo no Estado de São Paulo, expresso em cruzeiros de 1977 por unidade de peso de 15 kg; I indica que o teste de autocorrelação serial é inconclusivo ao nível de 5%.

Tem-se demonstrado que os estimadores de MQO, ainda que exista autocorrelação serial no resíduo, continuam sendo não-viesados (Kelejian & Oates 1978). O problema de interdependência de sucessivos valores do erro refere-se às estimativas da variância, o que poderia comprometer a validade dos testes de significância (t e F).

As estimativas dos parâmetros da função harmônica que caracterizam os ciclos de preço do boi gordo, são apresentados na Tabela 4. Pela partici-

TABELA 3. Estimativas dos parâmetros da função harmônica da série de preços do boi magro no Pantanal Mato-grossense, 1950/82.

Componentes periódicos	Amplitude			Período e frequência			Fase $\hat{\theta}$
	$A_i$	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	$P_i$	$f_i$	$\omega_i$	
$c_1$	470,24	-380,38	276,48	8	1/8	0,785	0,628
$c_2$	185,51	180,06	-44,65	7	1/7	0,895	0,243

TABELA 4. Estimativas dos parâmetros da função harmônica da série de preços do boi gordo no Estado de São Paulo, 1955/82.

Componentes periódicos	Amplitude			Período e frequência			Fase $\hat{\theta}$
	$A_i$	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	$P_i$	$f_i$	$\omega_i$	
$c_1$	60,39	59,55	10,07	8	1/8	0,785	0,167
$c_2$	66,32	30,50	-58,89	7	1/7	0,895	1,093

pação relativa da variação explicada (índice DQ), o período mais importante se define para o harmônico de sete anos, com 55% da variação total explicada.

Considerando os períodos fundamentais das duas séries de preço observa-se:

$$\text{Pantanal: } \hat{C}_1 = 470,24 + \cos(0,758t - 0,628) \quad (17)$$

$$\text{São Paulo: } \hat{C}_2 = 66,32 + \cos(0,895t - 1,093) \quad (18)$$

A subfunções (17) e (18) permitem estimar os pontos máximos associados a cada ciclo pecuário; para o boi magro, esse ponto corresponde a 0,628 radiano, enquanto que, para o boi gordo, o ponto máximo corresponde a 1,093 radiano. A diferença horizontal dos ciclos corresponde a 0,465 radiano. Por outro lado, a diferença horizontal dos ciclos da mesma duração (oito anos) equivale a 0,461 radiano; em ambos os casos, estima-se uma defasagem equivalente a 6,6 meses entre os dois ciclos. Esta diferença temporal está associada, em média, ao tempo necessário para que um boi magro atinja seu acabamento e seja comercializado como boi gordo.

A relação entre os preços foi determinada diretamente das séries de preços reais, utilizando uma regressão estimado pelo MQG, uma vez que as estimativas pelo método de MQO apresentaram níveis perturbadores de interdependência serial dos resíduos. A forma da equação ajustada em logaritmos neperianos é:

$$\ln \hat{P}(\text{BM})_t = 2,44 + 1,02 \ln \hat{P}(\text{BG}) \quad (19)$$

$$r = 0,87 \quad F = 39,85 \quad DW = 1,96^{\text{NS}}$$

A diferença de primeira ordem para estimar as novas variáveis foi calculada em 0,66 ( $\hat{\rho}$ ). De acordo com o coeficiente de regressão parcial (1,02), que no presente caso é a própria elasticidade-preço, a mudança de 10% em P(BG) provoca, aproximadamente, a mesma mudança em P(BM). As mudanças do P(BG) defasadas em um, dois, ou três anos, não apresentaram efeitos significativos, ao nível de 10%, sobre as variações do P(BM).

#### Preços relativos da pecuária do Pantanal Mato-grossense

A análise de relações de preço fornece um meio de captar as modificações verificadas no mercado e avaliar o poder aquisitivo do pecuarista. Estas relações são apresentadas como índices obtidos dos preços nominais. Na Tabela 5, apresentam-se as séries de preços nominais de quatro categorias de ga-

do comercializado no Pantanal, expressos em termos de cruzeiros por unidade; a taxa de câmbio refere-se à cotação média anual do dólar, em termos de cruzeiros por US\$ 1.00; o preço do arame é dado em cruzeiros por um rolo de arame farpado de 400 m; o preço do trator corresponde ao valor médio de um trator leve de 40 a 50 HP na barra, sem acessórios; o preço da vacina contra a febre aftosa foi especificado em termos de cruzeiros por dez doses; os preços dos fatores de produção pecuária, acima especificados, correspondem aos valores médios anuais observados nos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. A Fig. 3 apresenta a evolução das relações de preços de boi magro/novilho de dois anos, observando-se, durante 1967/71, uma fase ascendente, como consequência da valorização do boi acima de três anos. A queda brusca da relação de preços de 1,94 para 1,65 pode estar associada à falta de oferta de bois magros, induzindo aumento na quantidade procurada e majoração dos preços das categorias mais jovens. Pelas vantagens econômicas, para o comerciante, das categorias mais velhas, iniciou-se nova fase de valorização do boi magro, durante os cinco anos seguintes, observando-se, em 1977/78, nova queda brusca da tendência dessa relação de preços. A maior comercialização de boi magro impõe maior procura de novilhos e, eventualmente, alta de preço.

Pecuária de Corte (1982a), estudando a relação de preços boi gordo/boi magro, observou fases ascendentes em decorrência da valorização das categorias mais velhas. A continuidade dessa situação significaria, para os pecuaristas, maiores vantagens econômicas, mediante a comercialização de animais terminados para a aquisição de novilhos e bezerras.

A evolução dos preços relativos de boi magro/vaca para abate e boi magro/bezerro de sobreamo mostra tendências que seguem, com defasagens, a evolução do primeiro índice (boi magro/novilho de dois anos), pressupondo-se que o preço destas categorias seja afetado por outras variáveis econômicas.

Na Fig. 4, apresentara-se a evolução "preço do trator/preço do boi acima de três anos", podendo-se constatar duas fases mais ou menos definidas. A primeira, de 1967/74, de clara recuperação do

TABELA 5. Evolução dos preços mínimos das principais categorias de gado comercializados no Pantanal Mato-grossense.

Ano	Preço boi magro (A)	Preço nov. 2 anos (B)	Preço vaca p/abate (C)	Preço bez. sobreamo (D)	Taxa de câmbio (E)	Preço tratoz (F)	Preço arame c/alfosa (G)	Vacina c/alfosa (H)	Índices						
									(A/B)	(A/C)	(A/D)	(A/E)	(F/A)	(A/G)	(A/H)
1960	13,00 <sup>a</sup>	-	-	-	0,1896	-	-	-	-	-	68,56	-	-	-	-
1961	17,50 <sup>a</sup>	-	-	-	0,2723	-	-	-	-	-	64,27	-	-	-	-
1962	26,00 <sup>a</sup>	-	-	-	0,3877	-	-	-	-	-	67,06	-	-	-	-
1963	40,00 <sup>a</sup>	-	-	-	0,5770	-	-	-	-	-	69,32	-	-	-	-
1964	70,00 <sup>a</sup>	-	-	-	1,2711	-	-	-	-	-	55,07	-	-	-	-
1965	105,00 <sup>a</sup>	-	-	-	1,8914	-	-	-	-	-	55,51	-	-	-	-
1966 <sup>b</sup>	160,00 <sup>b</sup>	-	-	-	2,2163	-	-	-	-	-	72,19	-	-	-	-
1967 <sup>b</sup>	191,43	127,20	106,10	58,00	2,6622	15.598,00	-	-	1,50	1,80	3,30	71,91	81,48	-	-
1968 <sup>b</sup>	242,50	154,00	143,00	71,00	3,3968	18.768,00	-	-	1,57	1,69	3,41	71,39	77,39	-	-
1969 <sup>b</sup>	232,90	144,00	118,10	76,20	4,0713	21.988,00	-	-	1,62	1,97	3,06	57,20	94,41	-	-
1970 <sup>b</sup>	443,00	241,00	121,15	108,50	4,5890	22.068,00 <sup>g</sup>	40,00 <sup>g</sup>	2,12 <sup>g</sup>	1,84	3,65	4,08	96,53	49,82	11,07	208,96
1971 <sup>b</sup>	542,00	280,00	233,33	177,50	5,2870	26.202,00 <sup>g</sup>	51,00 <sup>g</sup>	2,25 <sup>g</sup>	1,94	2,32	3,05	102,52	48,34	10,63	240,89
1972 <sup>b</sup>	661,15	400,00	440,00	385,50	5,9340	30.027,00 <sup>g</sup>	61,00 <sup>g</sup>	2,91 <sup>g</sup>	1,65	1,50	1,71	111,42	45,41	10,84	227,20
1973 <sup>c</sup>	1.075,12	605,00	490,00	517,50	6,1260	33.081,00 <sup>g</sup>	78,00 <sup>g</sup>	5,15 <sup>g</sup>	1,78	2,19	2,08	175,50	30,77	13,78	208,76
1974 <sup>c</sup>	1.487,17	800,00	850,67	659,67	6,7900	41.999,00 <sup>g</sup>	183,00 <sup>g</sup>	10,14 <sup>g</sup>	1,86	1,75	2,26	219,02	28,24	8,13	146,66
1975 <sup>c</sup>	1.731,57	800,00	716,67	575,00	8,1260	60.101,00 <sup>g</sup>	216,00 <sup>g</sup>	10,95 <sup>g</sup>	2,16	2,42	3,01	213,09	34,71	8,02	158,13
1976 <sup>d</sup>	2.118,43	889,89	1.008,67	599,20	10,6700	71.653,00	251,00 <sup>d</sup>	14,52	2,38	2,10	3,53	198,54	33,82	8,44	145,90
1977 <sup>d</sup>	2.918,20	1.600,00	1.000,00	900,00	14,1380	105.308,00	327,00 <sup>d</sup>	19,31	1,82	2,92	3,24	206,41	36,09	8,92	151,12
1978 <sup>e</sup>	3.765,50	3.500,00	2.743,33	2.108,30	18,0630	159.802,00	455,00	30,24	1,07	1,37	1,79	208,46	42,44	8,27	124,52
1979 <sup>e</sup>	8.288,12	4.500,00	4.711,67	2.719,00	26,8700	258.105,00	610,00	69,09	1,84	1,76	3,05	308,45	31,14	13,59	119,96
1980	16.876,75 <sup>a</sup>	12.000,00 <sup>a</sup>	9.486,00 <sup>a</sup>	9.045,44 <sup>a</sup>	52,6990	470.831,00	1.350,00	176,47	1,41	1,78	1,86	320,25	27,90	12,50	95,64
1981	18.592,59 <sup>a</sup>	14.666,67 <sup>a</sup>	11.833,33 <sup>a</sup>	10.041,70 <sup>a</sup>	102,4540	1.064.027,00	2.560,00	401,51	1,27	1,57	1,57	181,47	57,23	7,26	46,31

a Média das informações obtidas de registros de pecuaristas do Pantanal.

b Preços pagos pelos agricultores (1973).

c Preços pagos pelos agricultores (1977).

d Preços pagos pelos agricultores (1978).

e Preços médios do boi e da (1980).

f Conjuntura Econômica (1977).

g Preços pagos pelos agricultores (1976).

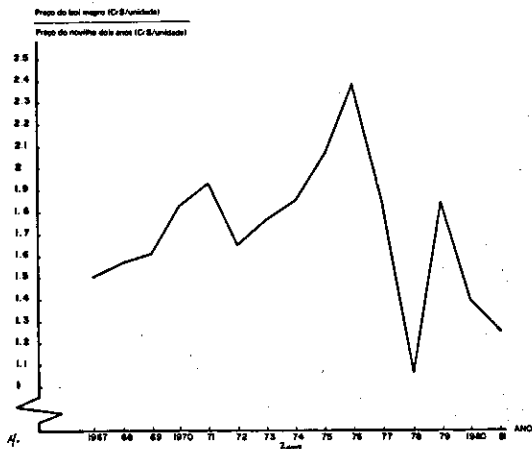


FIG. 3. Evolução das relações de preço do boi magro/bovino de dois anos.

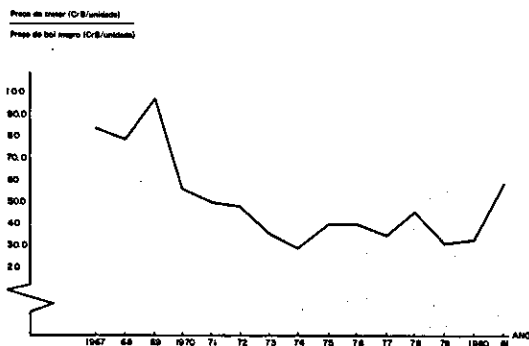


FIG. 4. Evolução das relações de preço do trator/preço do boi magro acima de três anos, observada durante o período 1967/81. Pantanal Mato-grossense.

preço do gado, uma vez que, em 1967/69, o pecuarista requeria de 81 a 94 bois acima de três anos para comprar um trator leve, enquanto que, em 1974, essa mesma compra podia ser realizada com apenas 28 bois; a partir desse ano, observou-se certo aviltamento nos preços do boi em relação ao preço do trator, requerendo-se um número maior de animais. O pecuarista da região tem observado essas mudanças no seu poder aquisitivo, utilizando, como referência, casa, avião, carro e outros bens.

As últimas duas colunas (Tabela 5) mostram a evolução dos preços relativos do boi magro, podendo-se constatar, para o ano de 1973, o melhor

período da pecuária, uma vez que, com o preço de um boi magro, podiam ser adquiridos, em média, 13,8 rolos de arame farpado de 400 m ou 2.087,6 doses de vacina contra a febre aftosa.

Pela descrição das variações dos preços mediante tendências, para o presente caso, as futuras variações das séries temporais não correspondem necessariamente às extrapolações das estimativas dessas tendências, devido, em parte, ao fato de não se dispor de séries longas (as estimativas das tendências foram baseadas em onze anos).

Na Tabela 6, apresentam-se as estimativas das tendências baseadas em séries de dados de diferentes magnitudes e unidades de especificação; o preço médio em cruzeiros por unidade é a média aritmética dos preços da série; o coeficiente de regressão é uma constante, que exprime o aumento no preço por unidade de tempo; as estatísticas  $t$  e  $r^2$  correspondem às estimativas do teste de Student e ao quadrado do coeficiente de correlação; na última coluna, apresenta-se a variação anual média do preço (coeficiente de regressão) corrigida pelo preço médio da série, gerando um índice de crescimento relativo do preço que, por ser adimensional, permite a comparação direta entre as séries. Para duas categorias de gado comercializado no Pantanal, estimaram-se os índices de crescimento de 29,99% e 32,27% ao ano, nos preços nominais do boi magro e do bezerro. Para os preços nominais do boi gordo nos Estados de São Paulo e Minas Gerais, verificaram-se aumentos médios anuais em torno de 31,2% e 35,9%, respectivamente. Comparando os aumentos de preço real do bezerro de sobreano nos Estados de Mato Grosso do Sul e São Paulo, pode-se constatar diferenças consideráveis. Tomando como referência a evolução da taxa de câmbio de 18,8% ao ano, é possível ter uma idéia geral da defasagem no ajuste dos preços da pecuária.

Pecuária de Corte (1982a) apresenta os preços reais mensais do bezerro e do boi magro comercializados no Estado de São Paulo, durante o período 1980/81. Comparando os valores registrados no lapso de 24 meses, é possível concluir que houve quedas em torno de 55%. O preço passou de Cr\$ 27.583,26, por bezerro (cruzeiros de fevereiro de 1982), e de Cr\$ 49.408,73, por boi magro

TABELA 6. Estimativa das tendências, mediante regressões lineares, dos preços nominais e reais da pecuária. Estado de Mato Grosso do Sul, 1970/81.

Especificação	Preço médio do período (Cr\$/unidade)	Coeficiente de regressão	Estatísticas		Crescimento relativo ao preço
			t	r <sup>2</sup>	
<b>Preços</b>					
Boi magro (MS) <sup>a</sup>					
– Nominal	4.874,97	1.462,17	4,63*	0,68	29,99
Novilho, 2 anos (MS)					
– Nominal	3.356,88	1.083,31	4,23*	0,64	32,27
– Real	1.807,69	79,28	2,20**	0,32	4,38
Bezerro sobreano (MS)					
– Nominal	2.319,67	748,59	3,92*	0,60	32,27
– Real	1.266,86	44,55	1,20**	0,13	3,53
Boi gordo (SP)					
– Nominal	397,15	123,74	4,54*	0,67	31,16
– Real	232,48	6,62	1,63**	0,21	2,85
Bezerro (SP)					
– Nominal	2.771,81	995,77	3,20*	0,51	35,92
– Real	1.190,06	74,86	2,42**	0,37	6,29
Boi gordo (MG)					
– Nominal	297,62	103,54	3,96*	0,64	34,79
– Real	232,48	10,00	1,71**	0,29	4,30
Trator leve (MS) <sup>a</sup>					
– Nominal	75.970,70	15.662,20	2,27*	0,20	20,62
Arame farpado (MS) <sup>a</sup>					
– Nominal	515,17	159,46	3,89*	0,60	30,95
Vacina c/febre aftosa (MS)					
– Nominal	62,05	23,01	3,14*	0,49	37,08
– Real	23,17	2,79	6,21*	0,79	12,41
Taxa de câmbio (Cr\$/US\$)	12,66	2,38	3,98*	0,44	18,80

\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

<sup>a</sup> Série de preços reais na qual o coeficiente de regressão não foi significativo ao nível de 20%.

(cruzeiros de fevereiro de 1982), estimado em janeiro de 1980, para Cr\$ 12.011,16 e Cr\$ 23.379,33, respectivamente, em dezembro de 1981.

Os preços da pecuária recebidos pelos produtores caracterizaram um dos fatores que influíram no decréscimo do rebanho bovino paulista. Os produtores, desestimulados com os baixos retornos proporcionados pela atividade, optaram pelo abate cada vez maior das fêmeas, provocando um desequilíbrio na reposição do capital produtivo (Prog-

nóstico 78/79, 1978). Em toda a região Centro-Oeste do País, tem-se observado acentuada redução do efetivo do rebanho bovino, pois, além das razões de mercado, concorreram fenômenos climáticos, como as enchentes do Pantanal a partir de 1974, as geadas de 1975/79 e as secas prolongadas dos últimos anos (Prognóstico 79/80, 1979).

Evolução do preço do boi gordo nos Estados de Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul

Na Tabela 7, apresentam-se as séries de preços

TABELA 7. Séries de preços do boi recebidos pelos produtores dos Estados de São Paulo, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul, durante o período de 1966/81.

Ano	Preços médios correntes (Cr\$/15 kg)			Preços médios reais (Cr\$/15 kg) <sup>d</sup>			Índice	
	SP	MG	MS	SP	MG	MS	SP	MG
1966 <sup>a</sup>	16,48	15,02	11,77	204,52	186,40	146,07	0,28	0,210
1967 <sup>a</sup>	17,01	16,72	13,68	164,59	161,79	132,37	0,20	0,180
1968 <sup>a</sup>	18,74	17,81	16,16	145,51	138,29	125,48	0,14	0,090
1969 <sup>a</sup>	21,31	20,40	18,70	137,47	131,60	120,63	0,12	0,080
1970 <sup>a</sup>	30,18	26,25	26,34	162,30	141,16	141,65	0,12	0,007
1971 <sup>a</sup>	42,48	39,92	39,62	189,84	178,40	177,05	0,07	0,005
1972 <sup>a</sup>	54,29	50,21	47,25	206,83	191,29	180,91	0,13	0,060
1973	79,99	76,52	71,29	265,21	253,70	236,36	0,11	0,070
1974 <sup>b</sup>	107,28	104,12	106,18	276,40	268,26	237,56	0,14	0,110
1975 <sup>b</sup>	114,94	105,86	109,12	231,58	213,28	219,85	0,06	0,030
1976 <sup>b</sup>	142,47	127,07	137,70	203,24	181,27	196,43	0,03	0,080
1977 <sup>c</sup>	198,79	169,11	180,29	198,79	169,11	180,29	0,09	0,060
1978 <sup>c</sup>	361,73	330,88	334,72	260,80	238,56	241,33	0,08	0,010
1979 <sup>c</sup>	754,32	720,42	719,87	353,31	337,43	337,18	0,04	0,000
1980	1.134,80	1.136,69	1.095,13	265,89	256,89	256,17	0,03	0,040
1981	2.025,83	1.948,50	1.887,50	225,77	217,15	210,35	0,07	0,030

<sup>a</sup> Preços Recebidos Pelos Agricultores (1973).

<sup>b</sup> Preços Recebidos Pelos Agricultores (1977).

<sup>c</sup> Preços Recebidos Pelos Agricultores (1978).

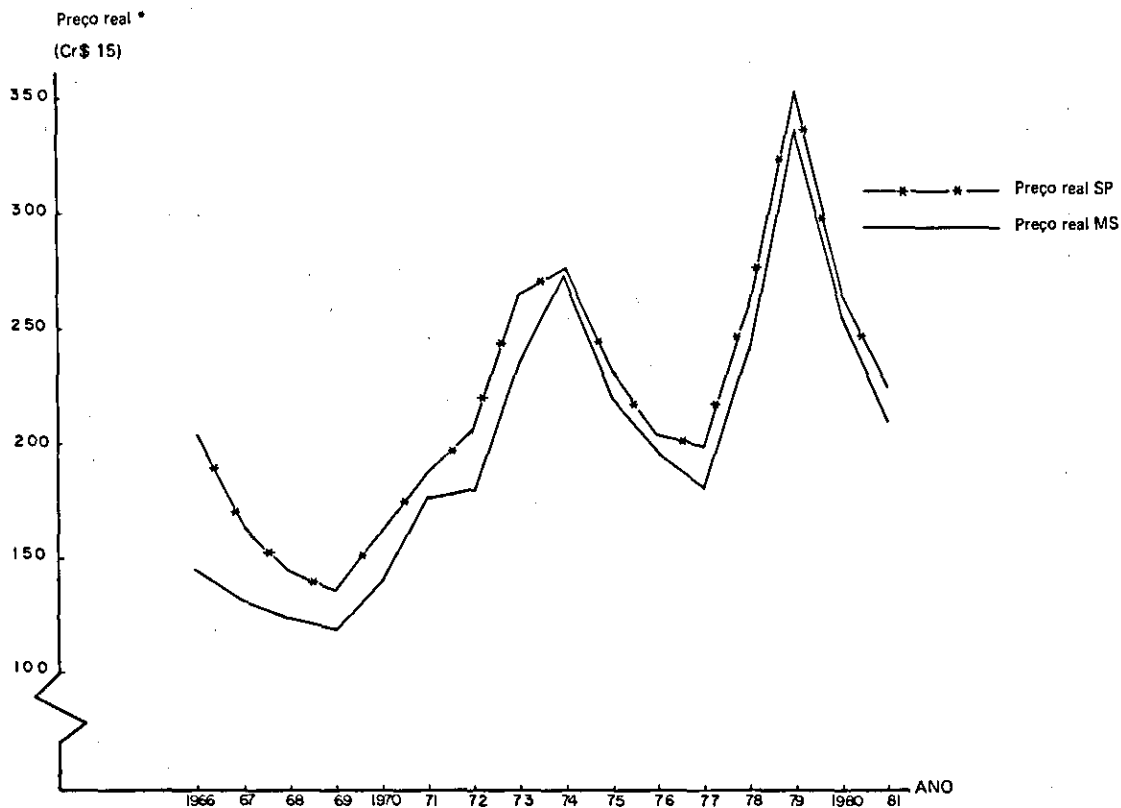
<sup>d</sup> Deflacionado pelo IGP (disponibilidade interna - coluna 2, ano base 1977).

do boi recebidos pelos produtores dos Estados de Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul, expressos em cruzeiros por unidade de 15 kg de peso, durante o período de 1966/80. Ao longo das séries, observa-se que o preço recebido pelo pecuarista sul-mato-grossense foi inferior àquele recebido pelos produtores paulistas e mineiros. Para quantificar esta diferença de preços, definiu-se um índice, da seguinte forma:  $I = (1 - P(MS)/P(i))$ , em que  $P(MS)$  é o preço real recebido pelos produtores de boi do Estado de Mato Grosso do Sul;  $P(i)$  é o preço real recebido pelos produtores de boi em outros estados. Para valores  $I > 0$ , concluiu-se que o preço real recebido pelos produtores sul-mato-grossenses esteve abaixo do preço real recebido pelos produtores dos estados que constituem a referência; quando  $I < 0$ , significa que o preço real recebido pelos produtores sul-mato-grossenses esteve acima do preço real dos produtores paulistas ou mineiros.

Nas Fig. 5 e 6 apresenta-se a evolução dos pre-

ços reais recebidos pelos produtores paulistas e sul-mato-grossenses e pelos produtores paulistas, sul-mato-grossenses e mineiros, nas quais pode-se observar dois aspectos importantes. O primeiro refere-se às mudanças do hiato ao longo do período analisado, enquanto que o segundo refere-se ao sincronismo das oscilações. As mudanças das diferenças de preço (Fig. 5) podem ser agrupadas, grosso modo, em dois períodos, o primeiro de 1966/74, com uma diferença média de 14,55%; o segundo, a partir de 1974, quando essa diferença se reduz a 5,71%, com certa tendência para se manter constante. Observa-se, na Fig. 6, que a diferença entre os preços reais do boi gordo dos produtores paulistas e mineiros se mantém relativamente uniforme ao longo do período; em certos anos, o preço real recebido pelos produtores sul-mato-grossenses foi superior ao preço recebido pelos produtores mineiros (índices negativos, última coluna da Tabela 7).

Essas duas tendências, quanto às diferenças dos



\* Deflacionado IGP (disponibilidade interna - coluna 2, ano base 1977).

FIG. 5. Evolução do preço real do boi magro (MS) e do boi gordo (SP) durante o período de 1966/81.

preços reais, podem ser explicadas por um conjunto de fatores físicos e econômicos. Entre os fatores de natureza econômica, que incidiram na redução do hiato e sua relativa estabilização a partir de 1974, destacam-se:

1. Menores riscos da comercialização em decorrência da melhor organização do mercado de gado e do aprimoramento dos principais canais de escoamento da produção em Mato Grosso do Sul, especialmente para o mercado consumidor paulista.

2. O descompasso na majoração dos preços dos insumos pecuários e o ajustamento defasado dos preços do boi deflagraram uma crise na pecuária, com maiores efeitos nos centros de produção mais dependentes dos fatores envolvidos nessa crise. Se a pecuária sul-mato-grossense, em termos gerais, utiliza menos intensivamente os fatores poupado-

res e/ou otimizadores de recursos naturais, ainda que com maiores riscos pela aleatoriedade do processo, eventualmente a curva de oferta não deverá experimentar grandes mudanças devido ao aumento dos preços de insumos pecuários modernos. Cadavid García (1981b), numa análise de custos de produção da pecuária de corte do Pantanal Mato-grossense, estimou os custos variáveis em Cr\$ 35,02 por unidade animal (UA) (Cr\$ 8,28.ha<sup>-1</sup>), cruzeiros de 1977, representando apenas 2,47% da estimativa do custo total; para um sistema de produção melhorado, em que foram incorporados alguns insumos modernos, os custos variáveis poderão atingir 12,95% dos custos totais (Cr\$ 226,96.UA<sup>-1</sup> ou Cr\$ 68,98.ha<sup>-1</sup>). Por outro lado, Martin et al. (1978) estimaram o custo variável da bovinocultura de corte do Estado de

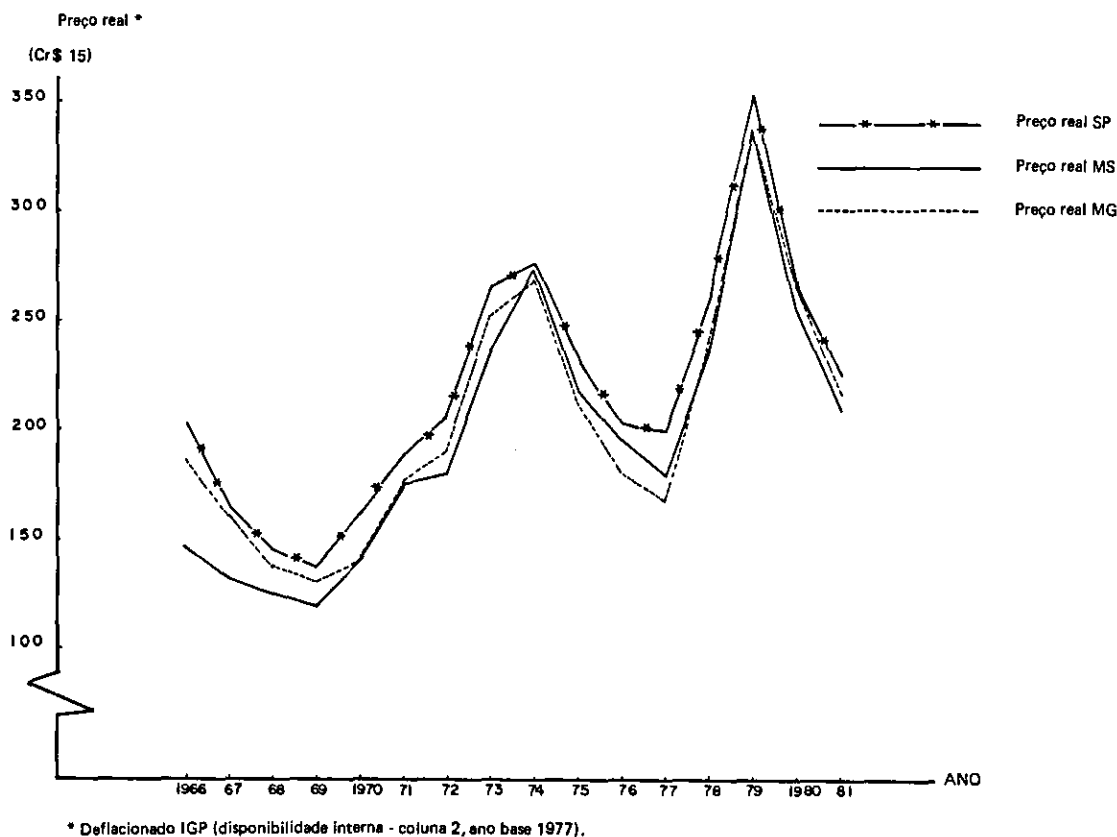


FIG. 6. Evolução do preço real do boi magro (MS) e do boi gordo (SP e MG) durante o período 1966/81.

São Paulo em torno de Cr\$ 80,33 por unidade animal (ou Cr\$ 61,38.ha<sup>-1</sup>), o que equivale a 47,10% do custo total médio mostrando a importância relativa da dependência aos fatores de produção modernos.

Entre os fatores de produção que contribuíram para a redução do hiato (Fig. 5), destacam-se os seguintes:

1. A integração do processo de produção pecuário no próprio Estado de Mato Grosso do Sul, com a implantação de internadas de engorda relativamente próximas dos centros pecuários de cria e recria; esta integração provocou certas mudanças na tendência da comercialização para fora do estado, conforme resultados obtidos por Cadavid García (1981c).

2. É bem provável que certo aprimoramento tec-

nológico precuário, embutido na formulação e aplicação de programas especiais, como PROTERRA, PRONAP e CONDEPE, tenha provocado algumas mudanças no sistema de produção, em certas áreas não afetadas por adversidade climática. Desta forma, o produtor sul-mato-grossense, favorecido pelo achatamento do preços relativos dos centros pecuários mais tecnificados e por algumas melhoras na comercialização, teve que acompanhar a evolução dos preços de maneira mais eficiente e/ou agir como elemento mais dinâmico no mercado, a fim de contornar, em parte, a fase de declínio dos preços e subsistir no empreendimento. Certamente, entre os centros de produção e os centros de consumo deverá existir certa diferença nos preços, necessária para o retorno do processo produtivo, que se verifica nessa fase de comercialização, e seguro aos riscos da comercialização.



**Estacionalidade dos preços da pecuária**

No presente estudo de sazonalidade dos preços reais da pecuária, consideram-se duas categorias de gado comercializadas nos Estados de Mato Grosso do Sul, São Paulo e Minas Gerais. As informações dos preços médios mensais do boi acima de três anos, para o Estado de Mato Grosso do Sul, foram obtidos de registros de pecuaristas de Campo Grande (MS) e correspondem ao período de 1966/82 (fevereiro de 1982). A análise foi baseada nos valores corrigidos pelo IGP (disponibilidade interna, coluna 2, ano base 1977) (Tabela 9). A média aritmética móvel centralizada (Tabela 10) permitiu estimar os índices de preço (Tabela 11), dos quais se estimaram os índices estacionais do preço real apresentados na Tabela 8.

**TABELA 8.** Índice estacional do preço real do boi acima de três anos estimado para três períodos. Estado de Mato Grosso do Sul, 1968/81.

Mês	Índice		
	1968/81	1968/73	1973/76
Janeiro	100,1	93,1	109,7
Fevereiro	99,2	92,8	106,7
Março	97,7	95,6	103,4
Abril	98,3	95,7	106,3
Maio	98,3	96,7	100,5
Junho	97,0	96,8	99,5
Julho	97,0	96,6	97,2
Agosto	99,0	102,3	96,1
Setembro	105,6	107,4	95,6
Outubro	107,7	108,7	96,6
Novembro	105,9	109,8	95,1
Dezembro	100,5	104,5	93,3

Pela análise de variância dos preços reais mensais do período de 1966/81, constataram-se diferenças significativas entre anos, ao nível de 1%, enquanto que as diferenças observadas entre as médias dos meses, ao longo do ano, somente foram significativas ao nível de 24,2%. Ao decompor a série de preços mensais em subperíodos (Tabela 12) com certa regularidade comportamental na sazonalidade, verificou-se que as diferenças entre médias foram significativas ao nível de 5%. Estes resultados estatísticos refletem as mudanças da ofer-

ta do boi acima de três anos, mascarando os efeitos do ciclo estacional, uma vez que a média viria a aplainar e/ou compensar as variações ocorridas ao longo do ano.

Na Tabela 8, apresentam-se os índices de estacionalidade do preço real do boi acima de três anos, no Estado de Mato Grosso do Sul, especificados para três subperíodos. Analisando o índice médio para todo o período, observam-se os menores valores durante fevereiro/março, com o início das enchentes numa das principais regiões pecuárias (Pantanal) do Estado de Mato Grosso do Sul, e em junho/julho, com o escoamento das águas nessa mesma região. No primeiro caso, o pecuarista procura ajustar a lotação bovina às condições dos próximos três meses de enchente, enquanto que o segundo pico da oferta de bois coincide com o período em que regularmente se reestrutura a pecuária, com exigências de capital, demandadas pela reestruturação (reintegro de crédito, compra de insumos a aplicar no primeiro trabalho de gado).

As características da série de preço real do boi acima de três anos são substancialmente determinadas pelas condições físicas de produção do Pantanal. Isto se conclui pela estreita correspondência verificada entre as variações da oferta do boi e, concomitantemente, as variações de seus preços e as mudanças produtivas que seguem os ciclos climáticos. Neste sentido, quando se especifica a sazonalidade dos preços para uma série de dados de diversos períodos produtivos, introduz-se um fator de achatamento ou compensação, que mascara a resposta das variações sazonais. Na Fig. 7, apresentam-se os dois subperíodos com características opostas quanto à definição das épocas de safra e entressafra. O primeiro subperíodo, de 1968/73, corresponde à parte final de um ciclo climático de relativa estabilidade no Pantanal; a época de safra do boi magro era verificada em janeiro/abril, uma vez que a disponibilidade de pastagens propiciava melhor estado do boi para sua comercialização ainda na forma de animal magro. Comparando estes resultados com os obtidos por Pessoa (1979), no Estado de São Paulo, e Felício Filho et al. (1977), no Estado de Minas Gerais, em estudos de variações estacionais do preço real do boi gordo, pode-se concluir, pela existência de certa defasagem entre as épocas de safra, que favorecia a pe-

TABELA 9. Preços mensais nominais e preços mensais reais (número entre parênteses) do boi magro acima de três anos, recebidos pelos pecuaristas do Estado de Mato Grosso do Sul durante o período de 1968/82.

Ano	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1968	190 (1.638)	200 (1.695)	200 (1.661)	200 (1.614)	200 (1.594)	200 (1.552)	200 (1.537)	200 (1.517)	205 (1.524)	205 (1.493)	205 (1.476)	205 (1.463)
1969	205 (1.436)	205 (1.417)	210 (1.444)	210 (1.425)	215 (1.443)	220 (1.444)	220 (1.411)	220 (1.388)	230 (1.419)	235 (1.419)	240 (1.428)	240 (1.424)
1970	230 (1.348)	235 (1.358)	290 (1.645)	300 (1.696)	320 (1.780)	330 (1.796)	350 (1.873)	400 (2.093)	400 (2.052)	400 (2.022)	400 (2.006)	410 (2.040)
1971	450 (2.204)	450 (2.170)	450 (2.123)	460 (2.138)	470 (2.145)	500 (2.231)	500 (2.199)	500 (2.178)	500 (2.147)	520 (2.206)	550 (2.310)	550 (2.291)
1972	570 (2.336)	580 (2.331)	600 (2.373)	600 (2.347)	600 (2.327)	600 (2.303)	600 (2.271)	640 (2.389)	660 (2.436)	670 (2.450)	700 (2.538)	710 (2.556)
1973	710 (2.514)	700 (2.450)	720 (2.485)	750 (2.551)	780 (2.625)	800 (2.668)	800 (2.640)	1.000 (3.268)	1.000 (4.205)	1.000 (4.463)	1.400 (4.408)	1.100 (3.427)
1974	1.100 (3.329)	1.100 (3.538)	1.200 (3.385)	1.350 (3.622)	1.300 (3.370)	1.300 (3.304)	1.300 (3.266)	1.300 (3.224)	1.250 (3.049)	1.300 (3.125)	1.300 (3.076)	1.300 (3.010)
1975	1.300 (2.944)	1.200 (2.658)	1.200 (2.616)	1.250 (2.677)	1.200 (2.517)	1.200 (2.462)	1.200 (2.411)	1.200 (2.346)	1.300 (2.484)	1.370 (2.560)	1.380 (2.524)	1.380 (2.470)
1976	1.400 (2.431)	1.400 (2.334)	1.410 (2.267)	1.450 (2.247)	1.450 (2.173)	1.500 (2.189)	1.500 (2.109)	1.570 (2.121)	1.600 (2.089)	1.600 (2.041)	1.600 (2.003)	1.600 (1.958)
1977	1.600 (1.888)	1.650 (1.887)	1.700 (1.867)	1.700 (1.794)	1.800 (1.833)	1.800 (1.798)	1.900 (1.859)	2.000 (1.932)	2.300 (2.184)	2.500 (2.310)	2.600 (2.342)	2.700 (2.381)
1978	2.800 (2.405)	3.050 (2.533)	3.100 (2.494)	3.250 (2.529)	3.500 (2.639)	3.500 (2.547)	4.000 (2.831)	4.500 (3.101)	4.700 (3.159)	5.000 (3.266)	5.500 (3.496)	5.500 (3.444)
1979	6.000 (3.625)	6.500 (3.786)	6.500 (3.579)	7.500 (3.979)	8.000 (4.147)	8.500 (4.258)	9.000 (4.321)	9.500 (4.310)	12.000 (5.055)	13.000 (5.204)	13.000 (4.930)	13.000 (4.594)
1980	13.000 (4.325)	13.000 (4.149)	13.000 (3.893)	13.500 (3.824)	15.000 (3.995)	15.000 (3.774)	16.000 (3.711)	16.000 (3.471)	17.000 (3.503)	18.000 (3.446)	17.000 (3.026)	18.000 (3.025)
1981	16.000 (2.524)	16.000 (2.326)	17.000 (2.302)	18.000 (2.311)	18.000 (2.176)	18.000 (2.083)	18.500 (2.038)	19.000 (1.961)	20.000 (1.964)	22.000 (2.071)	22.000 (1.966)	22.000 (1.894)
1982	22.000 (1.782)	22.000 (1.668)	22.500									

Fonte: Dados obtidos de registros de preço de pecuaristas em Campo Grande, MS.

TABELA 10. Média aritmética móvel centralizada num período de doze meses do preço real do boi magro acima de três anos, durante 1968/92.

Ano	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1968							1.438,6	1.535,1	1.514,4	1.497,5	1.483,4	1.472,7
1969	1.462,9	1.452,2	1.442,4	1.434,9	1.429,8	1.426,2	1.420,9	1.414,8	1.420,8	1.440,4	1.465,7	1.494,4
1970	1.528,3	1.577,0	1.632,8	1.684,4	1.733,6	1.783,5	1.845,1	1.914,2	1.967,9	2.006,3	2.039,9	2.073,3
1971	2.104,9	2.122,0	2.129,5	2.141,2	2.161,5	2.184,6	2.200,5	2.235,3	2.207,7	2.417,3	2.430,5	2.450,4
1972	2.478,9	2.509,4	2.561,4	2.671,8	2.914,7	2.991,1	3.105,2	2.975,7	3.254,6	3.337,8	3.419,9	3.495,6
1973	3.553,2	3.605,8	3.630,0	3.580,1	3.476,2	3.365,0	3.292,1	3.255,0	3.337,8	3.419,9	3.495,6	3.553,2
1974	3.605,8	3.630,0	3.505,3	3.476,2	3.365,0	3.292,0	3.258,7	3.206,0	3.137,3	3.065,8	2.991,0	2.920,4
1975	2.849,7	2.777,5	2.717,4	2.670,2	2.623,7	2.578,2	2.534,3	2.499,4	2.471,4	2.438,9	2.406,7	2.380,9
1976	2.357,0	2.335,0	2.309,2	2.271,2	2.227,9	2.184,8	2.140,0	2.099,7	2.064,4	2.028,8	1.995,7	1.965,3
1977	1.938,6	1.920,3	1.916,4	1.931,6	1.956,9	1.988,6	2.027,9	2.076,2	2.129,2	2.186,0	2.250,3	2.315,0
1978	2.386,7	2.475,9	2.565,2	2.645,7	2.733,5	2.825,9	2.921,1	3.235,2	3.121,4	3.226,9	3.350,1	3.484,3
1979	3.617,7	3.730,2	3.859,6	4.019,3	4.159,8	4.267,4	4.344,6	4.388,9	4.417,2	4.423,9	4.411,2	4.384,7
1980	4.339,1	4.278,7	4.179,1	4.041,2	3.888,6	3.743,9	3.603,5	3.452,5	3.310,3	3.084,6	3.042,0	2.895,8
1981	2.755,7	2.623,0	2.495,9	2.374,5	2.272,9	2.181,6						

TABELA 11. Índices dos preços reais do boi magro acima de três anos estimados para o período de 1968/81.

Ano	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1968							106,8	98,8	100,6	99,6	99,5	99,3
1969	98,8	97,5	98,2	99,3	100,9	101,2	99,3	98,0	99,8	98,5	97,4	95,3
1970	88,2	86,1	100,7	100,6	102,7	100,7	101,5	109,3	104,3	100,7	98,3	98,4
1971	104,7	102,2	99,7	99,8	99,2	102,1	99,8	91,7	89,2	91,2	95,0	93,5
1972	94,2	92,9	92,6	87,7	79,8	77,0	73,2	80,2	74,8	73,4	74,2	73,1
1973	70,7	67,9	68,4	71,2	75,5	79,2	80,2	100,4	125,9	122,9	126,1	96,4
1974	92,3	97,5	96,6	104,2	100,1	100,4	100,2	101,9	102,8	99,4	104,5	103,1
1975	103,3	95,7	96,3	100,2	95,9	95,5	95,1	93,9	100,5	104,9	104,9	103,7
1976	103,1	99,9	98,2	98,9	97,5	100,2	98,5	101,0	101,2	100,6	100,4	99,6
1977	97,4	98,3	97,4	92,9	93,7	90,4	91,7	93,0	102,6	105,7	104,1	102,8
1978	100,8	102,3	97,2	95,6	96,5	90,1	96,9	95,8	101,2	101,2	104,3	98,8
1979	100,2	101,5	92,7	98,9	99,7	99,8	99,4	98,2	114,4	117,6	111,7	104,8
1980	99,7	97,0	93,2	94,6	102,7	100,8	103,0	100,5	105,8	111,7	99,5	104,5
1981	91,6	88,7	92,2	97,3	95,7	95,5						
Média	95,8	94,4	94,1	95,5	95,4	94,8	95,8	97,1	101,8	102,1	101,5	97,9
Desvio-padrão	± 9,04	± 9,4	± 8,2	± 8,4	± 8,4	± 8,4	± 9,3	± 6,8	± 11,8	± 12,1	± 11,4	± 8,3

TABELA 12. Índices do preço real do boi magro, acima de três anos, comercializado no Estado de Mato Grosso do Sul, durante o período de 1968/81.

Ano	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
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	96,9	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
1º período 1968/73												
	92,9	92,8	95,6	95,6	96,7	97,1	96,7	102,2	107,4	108,7	109,8	104,4
	12,0	12,7	9,0	7,3	6,4	6,0	6,7	7,8	15,0	17,9	16,6	7,6
2º período 1974/76												
	109,7	106,7	103,4	106,3	100,5	99,5	97,2	96,1	95,6	96,6	95,1	93,3
	6,9	2,4	1,1	3,8	2,3	2,7	2,8	3,7	2,0	3,1	3,2	2,8
3º período 1977/79												
	87,2	90,0	87,6	89,9	93,2	92,3	97,1	101,4	111,9	116,5	117,6	115,0
	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)												
	98,8	97,7	97,1	98,1	98,0	97,0	97,1	99,5	104,0	106,0	105,2	101,8
	13,2	10,9	8,3	7,4	5,3	5,0	4,8	7,3	12,7	14,6	16,1	12,5

cuária do Pantanal. O segundo subperíodo, de 1974/76, é determinado pelas características produtivas decorrentes de um ciclo de grandes enchentes no Pantanal, assim como pelos efeitos depressivos da fase descendente dos preços da pecuária nacional. Os efeitos conjugados destes fatores provocaram mudanças na tipificação e na época da comercialização.

Os efeitos das variações do preço real mensal do boi gordo sobre as variações de preço do boi acima de três anos foram analisados mediante a regressão, verificando-se que os efeitos das variações dos preços reais do boi gordo defasados em um, dois, ou três meses, não foram significativos nem ao nível de 20%. A relação funcional que apresentou o melhor comportamento foi estimado pelo método de MQO na forma linear seguinte:  
 $\hat{P}(\text{PAN}) = 1.466,15 + 4,57 \hat{P}(\text{SP})$  (20)  
 (11,13)\*\* (8,16)\*\*  
 $F = 66,58^{**}$   $r = 0,93$   $DW = 1,83^{NS}$ ,  
 da qual se estimou o coeficiente de flexibilidade-preço de 0,42, indicando que uma mudança de 10% no P(SP) esteve associada à mudança, no mesmo sentido e período, de 4,2% em P(PAN), *ceteris paribus*.

A periodicidade sazonal de doze meses foi estudada de uma função com sobreposição de harmônicos de doze e oito meses. Outras frequências de menor intensidade não mostraram efeitos significativos na explicação da variação do preço mensal.

As informações utilizadas correspondem aos preços reais médios mensais da série 1968/81 (Tabelas 9 a 13). As funções foram ajustadas pelo método de MQO, apresentando a seguinte forma:

$$\hat{P}(\text{PAN})_t = 2.519,45 - 125,92 \cos(\omega t - \theta) - 88,86 \cos(\omega t - \theta) \quad (21)$$

(227,12)\*\* (6,93)\*\* (-3,74)\*\*  
 $R^2 = 0,92$   $F = 21,35^*$   $DW = 1,87^{NS}$

$$\hat{P}(\text{SP})_t = 341,90 - 23,95 \cos(\omega t - \theta) + 12,22 \cos(\omega t - \theta) \quad (22)$$

(174,21)\*\* (-12,02)\*\* (4,23)\*  
 $R^2 = 0,97$   $F = 65,11^*$   $DW = 2,86^{NS}$

Pelo teste não-paramétrico DQ, verifica-se que 67% (boi magro) e 79% (boi gordo) da variação total dos preços reais médios mensais, explicada pelas funções (21) e (22), corresponde ao período

fundamental de doze meses, observando-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 da oferta e, concomitantemente, o comportamento dos preços ao longo do ano, caracterizando subperíodos de diferentes safras (Tabela 12), o que explica o menor índice do teste DQ para o caso do boi magro.

As características dos ciclos sazonais dos preços reais do boi magro (P(PAN)) e do boi gordo (P(SP)) são apresentadas na Tabela 14. A frequência angular ( $\omega_1$ ), como fator de escala na abscissa, permite estudar o comportamento da variável tempo em relação às oscilações, mediante os seguintes elementos:

$C_1(\text{PAN}) = 125,92 \cos(0,523t - 2,135)$  e  
 $C_1(\text{SP}) = 23,95 \cos(0,523t - 2,441)$ , que apresentam uma frequência de 1/12 ciclo por mês. O máximo destes componentes identifica o ponto da entressafra correspondente a 2,135 e 2,441 radianos. A diferença temporal na abscissa de 0,31 radiano corresponde à defasagem média entre os dois ciclos estacionais equivalentes a 1,86 mês.

A variância pode ser estimada da amplitude média da frequência expressa nas mesmas unidades (ao quadrado) em que foi definida a série. Para o caso do boi magro e do boi gordo, estimaram-se as variâncias de 7.927,92 e 286,80, respectivamente, cuja relação de 27,64 excede a relação de troca de 10,86 estimada dos termos independentes (as médias da série). Os intervalos de confiança da amplitude fundamental, para um nível de confiança de 5%, foram estimados entre 121,31 e 195,23 (P(PAN)) e 17,90 e 37,13 (P(SP)).

#### Análise do preço de diferentes categorias de gado comercializado no Pantanal Mato-grossense

Na Tabela 15, apresenta-se o preço nominal e real de diferentes categorias de gado comercializa-

TABELA 13. Preços mensais nominais e preços mensais reais (número entre parênteses) recebidos pelos pecuaristas de Aracatuba, SP, pelo boi gordo, expressos em cruzeiros por 15 kg de peso vivo, 1968/82.

Ano	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maió	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1968	18,25 (157,35)	18,00 (152,52)	17,50 (145,38)	18,00 (145,36)	18,35 (146,24)	18,50 (143,55)	19,00 (146,05)	20,00 (151,70)	20,70 (153,86)	23,00 (167,51)	22,5 (161,96)	20,85 (148,78)
1969	20,00 (140,10)	20,20 (139,60)	19,70 (135,47)	19,50 (132,32)	19,30 (129,57)	20,30 (133,22)	21,50 (137,87)	24,20 (152,65)	25,00 (154,22)	26,00 (157,03)	27,50 (163,69)	26,00 (154,31)
1970	25,00 (146,55)	25,80 (149,12)	27,50 (155,95)	29,00 (163,93)	29,00 (161,38)	30,00 (163,31)	34,00 (181,96)	37,00 (193,57)	38,50 (197,49)	42,50 (214,80)	46,5 (233,21)	45,00 (223,95)
1971	41,80 (204,73)	42,50 (204,99)	41,50 (195,81)	41,00 (190,59)	42,00 (191,78)	43,00 (191,88)	44,00 (193,48)	45,00 (196,05)	45,00 (193,27)	49,00 (207,92)	49,50 (207,93)	49,80 (207,45)
1972	51,00 (208,97)	52,00 (208,96)	51,50 (203,66)	51,00 (199,54)	50,50 (194,72)	50,25 (192,85)	53,00 (200,64)	57,00 (212,75)	65,00 (239,93)	69,00 (252,33)	69,00 (250,15)	68,00 (244,78)
1973	68,00 (240,80)	65,00 (227,52)	63,00 (217,40)	67,00 (227,97)	68,00 (228,83)	69,00 (230,09)	75,00 (247,55)	95,00 (310,43)	120,00 (292,75)	122,00 (388,88)	122,00 (384,13)	95,00 (295,97)
1974	93,00 (281,48)	110,00 (324,29)	108,00 (304,67)	110,00 (295,15)	103,00 (267,00)	108,00 (274,53)	115,00 (288,88)	117,00 (290,17)	115,00 (280,56)	122,00 (293,23)	125,00 (295,80)	115,00 (266,28)
1975	118,00 (267,26)	113,00 (250,25)	105,00 (228,93)	110,00 (235,61)	108,00 (226,51)	103,00 (211,32)	110,00 (221,02)	115,00 (224,02)	118,00 (225,45)	145,00 (270,94)	142,00 (259,74)	140,00 (250,61)
1976	140,00 (243,10)	135,00 (225,07)	137,00 (220,28)	136,00 (210,75)	135,00 (202,31)	140,00 (204,35)	155,00 (217,95)	160,00 (216,10)	165,00 (215,48)	175,00 (223,28)	160,00 (200,33)	158,00 (193,38)
1977	170,00 (200,57)	171,00 (195,56)	171,00 (187,91)	170,00 (179,36)	172,00 (175,19)	178,00 (177,82)	198,00 (194,12)	213,00 (206,80)	246,00 (234,28)	275,00 (254,16)	275,00 (247,75)	270,00 (238,10)
1978	273,00 (234,54)	275,00 (228,40)	275,00 (221,24)	277,00 (215,56)	278,00 (209,65)	330,00 (240,17)	378,00 (267,52)	400,00 (275,67)	470,00 (315,86)	530,00 (346,18)	525,00 (333,76)	520,00 (325,61)
1979	540,00 (326,28)	540,00 (314,50)	580,00 (319,38)	615,00 (326,26)	620,00 (321,41)	625,00 (313,13)	725,00 (348,05)	900,00 (408,35)	1.000,00 (421,22)	1.050,00 (420,34)	1.080,00 (409,55)	1.090,00 (385,16)
1980	1.050,00 (349,30)	1.050,00 (335,14)	1.050,00 (314,46)	1.100,00 (311,61)	1.150,00 (306,26)	1.180,00 (296,85)	1.300,00 (301,55)	1.420,00 (308,09)	1.550,00 (319,39)	1.800,00 (344,56)	1.650,00 (293,70)	1.650,00 (277,31)
1981	1.600,00 (252,36)	1.600,00 (232,62)	1.650,00 (223,45)	1.650,00 (211,86)	1.650,00 (199,49)	1.660,00 (192,13)	1.800,00 (198,26)	2.150,00 (221,88)	2.500,00 (245,55)	2.800,00 (263,55)	2.700,00 (241,33)	2.550,00 (229,11)
1982	2.450,00 (198,51)	2.350,00 (178,18)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

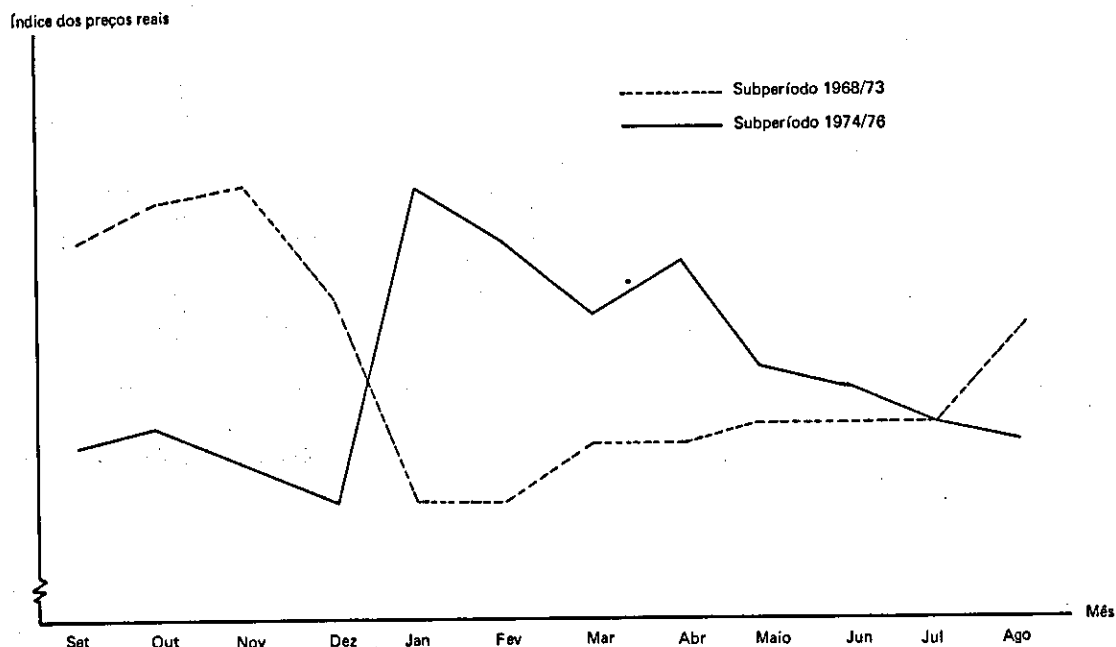


FIG. 7. Comparação de dois ciclos estacionais do preço real do boi acima de três anos, Estado de Mato Grosso do Sul, 1968/77.

das no Pantanal Mato-grossense, durante o período de 1971/81. A relação entre os preços foi analisada mediante a regressão, sendo selecionada, pelo seu melhor comportamento estatístico, a forma linear, ajustada pelo método dos MQO. A equação estimada foi:

$$P(\text{Boi})_t = 1,722,19 + 0,97 P(\text{Nov})_t + 0,95 P(\text{Vaca})_t - 1,30 P(\text{Bez})_t \quad (23)$$

$(2,11)^a$        $(1,20)^b$        $(2,44)^a$        $(-1,38)^c$

$R^2 = 0,59$        $F = 3,41^a$        $DW = 2,65^{NS}$

em que:

—  $P(\text{Boi})_t$  é o preço médio do boi magro acima de três anos recebido pelo pecuarista do Pantanal, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça;

—  $P(\text{Nov})_t$  é o preço médio do novilho de dois anos recebido pelo pecuarista do Pantanal, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça;

—  $P(\text{Vaca})_t$  é o preço da vaca para abate, recebido pelo pecuarista do Pantanal, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça;

—  $P(\text{Bez})_t$  é o preço médio do bezerro sobreano recebido pelo pecuarista do Pantanal, expresso em cruzeiros de 1977 por cabeça;

<sup>a</sup> refere-se ao nível mínimo de significância de 7%;

<sup>b</sup> refere-se ao nível mínimo de significância de 26%;

<sup>c</sup> refere-se ao nível mínimo de significância de 21%.

Os coeficientes de elasticidade-preço estimados da função ajustada (23) permitem concluir que a

mudança de 10% no preço médio do novilho, ou no preço médio da vaca para abate, esteve associada à mudança de 6,1% ou 5,3%, no mesmo sentido, no preço do boi acima de três anos. O comportamento das mudanças, no mesmo sentido, dos preços destas categorias de gado deve-se ao fato de serem concorrentes pela utilização dos fatores que determinam as mudanças da procura de gado (especificamente para engorda e fins especulativos).

Os fatores que determinam as mudanças na procura do bezerro de sobreano diferem daqueles observados para o gado comercial; assim, espera-

TABELA 14. Estimativa dos parâmetros das funções harmônicas das séries de preços reais mensais do boi magro e do boi gordo, 1968/81.

Componentes periódicos	Amplitude			Período e frequência			Fase $\hat{\theta}$
	$\hat{A}_i$	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	$P_i$	$f_i$	$\omega_i$	
Interseção	2.519,45	-	-	-	$\infty$	0	-
$c_1$ (PAN)	125,92	- 53,11	- 114,17	12	1/12	0,523	2,13
$c_2$ (PAN)	88,86	- 0,93	88,86	8	1/8	0,785	0,56
Interseção	231,90	-	-	-	$\infty$	0	-
$c_1$ (SP)	23,95	- 3,10	- 23,75	12	1/12	0,523	2,44
$c_2$ (SP)	12,22	2,07	12,04	8	1/8	0,785	1,40

TABELA 15. Preços de diferentes categorias de gado recebido pelos pecuaristas em Corumbá, MS, durante o período de 1971/81, cruzeiros por cabeça.

Ano	Bois acima de três anos	Novilhos de dois anos	Vaca para abate	Bezerro de sobreano
1971	553,20 (2.472,16)	280,00 (1.251,27)	233,33 (1.042,71)	180,00 (804,39)
1972	577,05 (2.198,44)	400,00 (1.523,92)	440,00 (1.676,31)	383,33 (1.460,41)
1973	1.112,25 (3.687,70)	605,00 (2.005,89)	490,00 (1.624,61)	500,00 (1.657,76)
1974	1.449,80 (3.735,29)	800,00 (2.061,13)	850,67 (2.191,68)	588,50 (1.516,22)
1975	1.695,00 (3.415,05)	800,00 (1.611,82)	717,67 (1.443,93)	620,00 (1.249,16)
1976	2.071,00 (2.954,34)	889,89 (1.268,03)	1.008,67 (1.438,89)	885,80 (1.263,62)
1977	2.717,60 (2.717,60)	1.600,00 (1.600,00)	1.000,00 (1.000,00)	869,50 (869,50)
1978	4.019,12 (2.897,71)	3.500,00 (2.523,43)	2.743,33 (1.977,89)	2.462,17 (1.775,18)
1979	10.803,43 (5.060,15)	4.500,00 (2.107,73)	4.711,67 (2.206,87)	2.710,00 (1.273,53)
1980	15.120,40 (3.536,93)	12.000,00 (2.807,02)	9.486,00 (2.214,74)	9.686,67 (2.265,89)
1981	16.333,33 (2.097,24)	14.666,67 (1.883,24)	11.833,33 (1.519,43)	11.333,33 (1.455,23)

Fonte: Informações obtidas de oito pecuaristas.

O número entre parênteses corresponde ao preço real estimado com base no deflator do IGP (disponibilidade interna - coluna "2" FGV ano base 1977).

-se que o comportamento dos preços seja de sinal oposto. Foi estimado da equação (23) que a mudança de 10% no P(Bez) esteve associada à mudança, em sentido contrário, de 6,2% no preço do boi acima de três anos, *ceteris paribus*.

**Evolução dos preços mínimos das principais categorias de gado comercializadas no Pantanal Mato-grossense**

Em termos gerais, espera-se que os preços mínimos constituam uma base financeira para o planejamento de aplicações na empresa agropecuária,



reduzindo os riscos de instabilidade dos preços anuais e sazonais. Contudo, se a formulação da política de preços não considera a evolução dos custos reais e a dinâmica no mercado de gado, dificilmente se poderá ter uma estimativa técnica dos níveis de preço e um mecanismo eficiente de aplicação de tais políticas. Neste sentido, o tabelamento passa a constituir instrumento auxiliar para a aplicação de outras políticas, como a tributação fiscal, que segue o processo produtivo da comercialização.

Na Tabela 16, apresenta-se a evolução dos pre-

ços mínimos das principais categorias de gado comercializadas no Pantanal, durante o período de 1967/82, podendo-se verificar, na comparação dos níveis de preços (Tabelas 1, 5 e 7 com Tabela 16), o que o pecuarista, em muitas oportunidades, recebeu preços aquém dos preestabelecidos, sobre os quais se estimaram os impostos. Na última linha da Tabela 16, apresentam-se as estimativas médias da majoração real dos preços para as diferentes categorias; este valor se refere ao aumento médio verificado por período no qual vigorou a portaria e/ou resolução com os novos níveis de preços.

TABELA 16. Evolução dos preços mínimos das principais categorias de gado comercializado no Pantanal Mato-grossense.

Discriminação	Data	Índice deflator ("2" FGV)		Categoria de animal Cr\$/unidade												
		Índice	Data	Boi gordo		Bois de três anos		Bois de 2 e 3 anos		Bezerro 1 e 2 anos		Vaca gorda abata		Vaca magra		
				Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	
Circular nº 3	26.01.67	9,3657	01.67	220	2,349	180	1,708	120	1,281	90	961	160	1,708	100	1,068	
Circular nº 11	17.03.67	9,5272	02.67	200	2,099	140	1,469	100	1,050	90	945	160	1,574	90	945	
Circular nº 15	17.08.67	10,1731	05.67	220	2,162	150	1,474	110	1,081	90	885	160	1,573	90	885	
Circular nº 19	16.11.67	10,5768	08.67	250	2,364	180	1,702	120	1,134	80	756	170	1,607	100	945	
Circular nº 2	11.01.68	10,8998	11.67	220	2,018	160	1,468	90	826	80	650	140	1,284	100	917	
Portaria-Circular 23/68	18.09.68	12,5477	05.68	250	1,992	180	1,434	120	958	80	637	160	1,275	120	956	
Portaria-Circular 24/68	04.12.68	13,8923	11.68	300	2,159	220	1,584	140	1,008	90	648	180	1,296	130	936	
Portaria-Circular 12/69	29.04.69	14,5422	03.69	300	2,063	180	1,238	120	825	90	619	180	1,238	100	688	
Portaria-Circular 14/69	15.08.69	15,2362	07.69	300	1,969	180	1,181	120	787	90	591	180	1,181	100	656	
Portaria-Circular 13/70	29.04.70	16,8486	12.69	360	2,137	225	1,335	120	712	90	534	180	1,068	100	594	
Portaria-Circular 19/70	10.07.70	18,3700	06.70	480	2,813	300	1,833	180	816	100	644	300	1,633	180	980	
Portaria-Circular 20/70	05.08.70	18,6856	07.70	580	3,104	360	1,873	200	1,070	(100)	535	280	1,498	220	1,177	
Portaria-Circular 22/70	26.08.70	19,1145	08.70	540	2,825	330	1,728	180	942	(100)	623	280	1,465	(220)	1,151	
Portaria-Circular 03/71	18.01.71	19,9369	11.70	840	3,210	450	2,257	200	1,003	100	601	440	2,207	180	903	
Portaria-Circular 23-A/71	05.10.71	22,4073	06.71	850	2,856	500	2,231	350	1,582	250	1,115	440	1,954	280	1,250	
Portaria-Circular 23-A/72	16.10.72	25,5589	03.72	750	2,934	586	2,293	410	1,804	178	689	518	2,019	328	1,283	
Portaria-Circular 12/73	18.05.73	28,8682	02.73	1.000	3,500	750	2,625	550	2,275	350	1,225	750	2,625	600	2,100	
Portaria-Circular 18/73	12.09.73	30,2973	07.73	1.500	4,951	1.100	3,631	800	2,640	500	1,850	1.000	3,301	800	2,640	
Portaria-Circular 18/74	27.06.74	33,0399	01.74	1.800	5,448	1.200	3,632	800	2,421	650	1,967	1.300	3,935	1.000	3,027	
Portaria-Circular 21/76	01.07.76	44,1517	01.76	1.300	2,944	1.000	2,268	700	1,585	600	1,132	900	2,038	700	1,585	
Portaria-Circular 45/76	01.01.78	53,5178	10.76	1.800	3,363	1.200	2,242	800	1,495	850	1,214	1.200	2,242	1.000	1,868	
Portaria-Circular 01/76	03.02.76	51,1579	06.76	2.000	3,909	1.300	2,541	(800)	1,554	(650)	1,270	1.300	2,541	(1.000)	1,956	
Portaria-Circular 10/77	10.04.77	79,8894	11.76	2.800	3,130	1.500	1,878	1.000	1,252	850	1,064	1.500	1,878	1.200	1,502	
Portaria-Circular 19/77	06.07.77	87,4460	02.77	2.800	2,873	1.500	1,718	1.000	1,144	850	972	1.500	1,718	1.200	1,372	
Portaria-Circular 08/78	28.03.78	111,0000	11.77	4.000	3,604	2.000	2,342	1.200	1,081	850	766	2.400	2,162	1.400	1,251	
Portaria-Circular 12/78	23.06.78	132,6000	05.78	4.500	3,409	3.200	2,424	2.000	1,508	1.200	905	2.800	2,112	2.000	1,508	
Portaria-Circular 27/78	29.09.78	148,1000	08.78	6.500	4,480	4.500	3,101	3.000	2,068	2.000	1,378	4.000	2,767	3.000	2,067	
Resolução 19/79	01.02.79	158,7000	12.78	8.000	5,009	5.500	3,444	4.000	2,505	3.000	1,978	4.900	3,068	3.400	2,129	
Resolução 49/79	05.04.79	181,6000	03.79	9.000	4,956	6.500	3,579	6.500	3,029	4.500	2,478	6.800	3,634	4.500	2,478	
Resolução 92/79	16.07.79	199,6000	06.79	11.000	5,511	8.500	4,258	8.500	3,256	5.500	2,755	7.200	3,807	6.000	3,008	
Resolução 101/79	10.09.79	220,4000	06.79	15.000	6,806	10.000	4,537	8.500	3,587	6.500	2,849	10.000	4,537	7.500	3,403	
Resolução 118/79	28.12.79	263,7000	11.79	17.500	6,638	14.000	5,309	11.000	4,171	8.500	3,223	12.000	4,551	10.000	3,792	
Resolução/SEF 133/80	21.03.80	313,3000	02.80	17.000	6,428	13.000	4,149	11.000	3,511	8.500	2,713	11.000	3,511	9.000	2,873	
Resolução/SEF 158/80	11.07.80	375,5000	06.80	19.000	6,060	15.000	3,998	12.000	3,196	9.500	2,530	13.000	3,462	9.000	2,397	
Resolução/SEF 167/80	05.09.80	460,9000	08.80	23.000	4,990	15.000	3,264	12.000	2,804	9.500	2,061	15.000	3,264	10.000	2,170	
Resolução/SEF 198/81	05.01.81	561,8000	11.80	28.000	4,984	18.000	3,204	14.000	2,492	11.000	1,958	17.000	3,028	13.000	2,314	
Resolução/SEF 250/81	29.07.81	778,8000	04.81	30.000	3,262	(18.000)	2,311	(14.000)	1,798	(11.000)	1,412	18.000	2,311	(13.000)	1,669	
Resolução/SEF 262/81	11.09.81	969,0000	04.81	38.000	3,922	20.000	2,064	15.000	1,548	12.000	1,238	23.000	2,373	13.000	1,342	
Resolução/SEF 284/81	18.11.81	1062,4000	10.81	45.000	4,236	25.000	2,353	18.000	1,694	13.000	1,224	26.000	2,447	16.000	1,506	
Resolução/SEF 305/82	09.02.82	1234,3000	01.82	41.000	3,322	22.000	1,782	16.000	1,296	12.000	972	23.000	1,863	14.000	1,134	
Acréscimo (Cr\$/unidade) <sup>a</sup>						85		55		49		42		52		42

Fonte: Circulares, Portarias-Circulares e Resoluções, de 1967 a 1982, das Secretarias de Fazenda dos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

<sup>a</sup> O acréscimo médio foi estimado de tendência linear simples e se define em termos de cruzeiros de 1977 por unidade.

## CONCLUSÕES

1. O ciclo pecuário bovino de oito anos, afeiçoado às características produtivas e climáticas do

Pantanal, ajusta-se com defasagem, ao ciclo pecuário de sete anos do boi gordo.

2. O padrão de variação sazonal dos preços reais do boi magro varia em função do ciclo climático.

Ainda dentro de um mesmo ciclo, observam-se vários períodos de safra e entressafra, correspondentes às diferentes categorias de gado comercializadas na região.

3. O reajuste dos preços do boi magro, em relação ao reajuste dos preços do boi gordo no mercado paulista, ocorre com defasagem temporal e em níveis percentuais menores.

4. A crise no mercado de insumos modernos utilizados na atividade pecuária tem, comparativamente, poucos efeitos na pecuária regional, devido à menor intensidade de uso daqueles fatores otimizadores dos recursos naturais.

5. A evolução do preço do gado comercializado no Pantanal, tomando como numerário o dólar americano e preços dos insumos aplicados à pecuária, mostra definidas fases dos ciclos de preço.

6. O preço que o pecuarista recebe, muitas vezes, é inferior ao preço mínimo, estabelecido como base de tributação fiscal.

#### REFERÊNCIAS

- ADÂMOLI, J. O Pantanal e suas relações fitogeográficas com cerrados. Discussão sobre o conceito "Complexo do Pantanal". B. Soc. Bras. Bot., Prelo.
- ASSOCIAÇÃO DOS DIPLOMADOS DA ESCOLA SUPERIOR DE GUERRA, Corumbá, MS. Pólo geoeconômico do Pantanal; 1º Ciclo de Estudos de Segurança e Desenvolvimento. Corumbá, ADESG, 1976. 115p. Mimeografado.
- BLOOMFIELD, P. Fourier analysis of time series: an introduction. New York, John Wiley & Sons, 1976. 258p.
- BOLCH, B. & HUANG, C.J. Multivariate statistical methods for business and economics. New Jersey, Prentice-Hall, 1974. 32p.
- BRASIL. SUDECO. Estudo de desenvolvimento integrado da Bacia do Alto Paraguai. Brasília, 1978. t.2.
- CADAVID GARCÍA, E.A. Índices técnico-econômicos da região do Pantanal Mato-grossense. Corumbá, EMBRAPA-UEPAE Corumbá, 1981a. 75p. (EMBRAPA-UEPAE Corumbá. Circular Técnica, 3).
- CADAVID GARCÍA, E.A. Estimativa dos custos de produção da pecuária de corte do Pantanal Mato-grossense. Corumbá, EMBRAPA-UEPAE Corumbá, 1981b. 81p. (EMBRAPA-UEPAE Corumbá. Circular Técnica, 7).
- CADAVID GARCÍA, E.A. Considerações sobre a saída de bovinos no município de Corumbá, MS. Corumbá, EMBRAPA-UEPAE Corumbá, 1981c. 25p. (EMBRAPA-UEPAE Corumbá. Circular Técnica, 5).
- CARNE: um mercado em crise? Agroanalysis, Rio de Janeiro, 4(4):3-18, abr. 1980.
- CHATFIELD, C. The analysis of time series: theory and practice. London, Chapman and Hill, 1975. 263p.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Indicadores mensais-séries históricas. Rio de Janeiro, v.31, n.4, abr. 1977.
- DORAN, H.E. & QUILKEY, J.J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties. Am. J. Agric. Econ., Manasha, 54(4):646-41, Nov. 1972.
- FELÍCIO FILHO, A.; OLIVEIRA, A.C.S. de; MORENO, F.; MONTEIRO, J. de A.; LIMA, M.L.P.; SATURNINO, M.A.C.; MOURA, P.A.M. de; OLIVEIRA, A. M.; RIBEIRO, F.B. & BARROS, W.J. de. Variação estacional de preços de produtos agropecuários no Estado de Minas Gerais. Inf. agropec., Belo Horizonte, 3(32), ago. 1977.
- KELEJIAN, H.H. & OATES, W.E. Introdução à econometria, princípios e aplicações. Rio de Janeiro, Campus, 1978. 370p.
- KMENTA, J. Elementos de econometria. São Paulo, Atlas, 1978. 670p.
- MARTIN, N.B.; VIEIRA, C.A. & PIRES, Z.A. Administração, tecnologia, custos e rentabilidade na bovinocultura de corte do Estado de São Paulo, 1972/73. São Paulo, Secretaria do Estado de São Paulo/Instituto de Economia Agrícola, 1978. 218p.
- OLIVEIRA, L.M. de. Regressão e correlação. Viçosa, Imprensa Universitária/UFV, 1976.
- PECUÁRIA de Corte. Agroanalysis, Rio de Janeiro, 6(3): 26-32, mar. 1982a.
- PECUÁRIA de Corte. Agroanalysis, Rio de Janeiro, 6(1): 15-19, 1982b.
- PESSOA, R.S. de C. Análises de séries temporais de preços de produtos agropecuários - uma abordagem alternativa. Brasília, UnB, 1979. 215p. Tese de Doutorado.
- PREÇOS PAGOS PELOS AGRICULTORES. Rio de Janeiro, 1973.
- PREÇOS PAGOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais de 1970/1975. Médias mensais 1975. Rio de Janeiro, 1976.
- PREÇOS PAGOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais 1971/1976. Médias mensais 1976. Rio de Janeiro, 1977.
- PREÇOS PAGOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais 1972/1977. Médias mensais 1977. Rio de Janeiro, 1978.
- PREÇOS MÉDIOS DO BOI E LÃ. 1º semestre de 1980. Rio de Janeiro, 1980.
- PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais 1966/72; médias mensais 1972. Rio de Janeiro, 1973.
- PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais 1971/1976; médias mensais 1976. Rio de Janeiro, 1977.
- PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES. Médias anuais 1972/1977; médias mensais 1977. Rio de Janeiro, 1978.
- PROGNÓSTICO. Região Centro-Sul 79/80. São Paulo, 1979. 251p.
- PROGNÓSTICO 78/79. São Paulo, 1978. 24p.
- SPIEGEL, M.R. Cálculo avançado. São Paulo, McGraw Hill do Brasil, 1975. 500p. (Coleção Shcuan).