

# PREVISÃO DE PREÇOS DO BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO<sup>1</sup>

ANA LÚCIA KASSOUF<sup>2</sup> e RODOLFO HOFFMANN<sup>2</sup>

**RESUMO** – São feitas previsões de preços da arroba do boi gordo, com base na sua série histórica, e é estudado o desempenho do mercado futuro do boi gordo, na Bolsa de Mercadorias de São Paulo. Para tanto, foram testados diversos modelos ARIMA de Box e Jenkins, e entre eles o SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  foi considerado o melhor. Experimentou-se, também, o modelo harmônico e modelos mistos com AR(2) e ARMA(1,1), formados por componentes harmônicos associados ao ARIMA. Com base nestes modelos, foram feitas previsões mensais de preços para o ano de 1987, comparando-as, através do erro quadrático médio de previsão, aos preços do mercado físico e aos obtidos em negociações no mercado a termo. Os resultados mostraram ser o modelo misto com ARMA(1,1) o que forneceu melhores previsões, vindo em seguida o modelo misto com AR(2), as previsões do mercado a termo, o modelo harmônico e por último o SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ .

Termos para indexação: série temporal, previsão.

## FAT STEER PRICES FORECASTING IN THE STATE OF SÃO PAULO

**ABSTRACT** – The object of this paper is to obtain price forecasts of fat steer and to study the performance of future market prices at the São Paulo Board of Trade. ARIMA models were fitted and, among these, the SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  was chosen as the best one. An harmonic model and mixed models, combining harmonic and ARIMA components were also fitted. These models provided monthly forecast estimates for price in 1987, which were compared throughout mean square error of forecasting with the prices really practiced in the market and future market prices. The results showed that the ARMA(1,1) mixed model provided the best forecasts, followed by AR(2) mixed model, future market, the harmonic model and finally the SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ .

Index terms: time series, forecast.

## INTRODUÇÃO

Os mercados de produtos agrícolas são, muitas vezes, competitivos, ou seja, existe um grande número de vendedores e de compradores com informações sobre o mercado, negociando mercadorias razoavelmente homogêneas (ver, por exemplo, Brandt 1980). Também é freqüente a situação em que um grande número de produtores agrícolas se defrontam com um número relativamente reduzido de compradores, especialmente quando o produto agrícola é a matéria-prima de uma agroindústria.

A pulverização da produção agropecuária faz com que os produtores do setor sejam, de maneira geral, passivos à formação dos preços, sujeitando-se ao preço estabelecido no mercado.

Por outro lado, é importante o caráter biológico da produção agrícola e sua dependência das condições climáticas, o que faz com que a produção planejada seja, em geral, bastante diferente da efetivamente obtida.

<sup>1</sup> Recebido em 8 de fevereiro de 1988.

Aceito para publicação em 18 de maio de 1988.

<sup>2</sup> Professores da ESALQ/USP – Caixa Postal 9 - CEP 13400 – Piracicaba, SP.

Estas circunstâncias determinam grande instabilidade nos preços agrícolas, em comparação com os preços de produtos e serviços não-agrícolas. Isto mostra a importância de se dispor de um método estatístico para prever, da melhor maneira possível, os preços futuros, que são elementos essenciais para tomar decisões na produção e na comercialização dos produtos.

O mercado de carne bovina nacional possui características peculiares, apresentando ciclos que se repetem com certa regularidade, com períodos de alta e baixa dos preços, o que torna as técnicas de previsão de grande importância na orientação dos agentes deste mercado.

A formação destes ciclos já foi descrita por vários autores, entre eles: Dias (1972) e Mascolo (1980). Os ciclos plurianuais decorrem basicamente das expectativas das cotações do boi gordo no futuro. Se a tendência do preço do boi gordo for declinante e o pecuarista projetá-la para o futuro, não haverá estímulo para a produção e retenção de matrizes. Os produtores, necessitando cobrir seus custos e estando os preços baixos, levarão maior número de animais ao abate, incluindo as matrizes, o que acentuará a tendência de baixa nos preços pelo excesso de oferta. Contudo, esta matança indiscriminada de animais acarretará, em algum tempo, escassez de boi gordo, o que fará reverter a tendência, com alta nos preços. Havendo uma expectativa futura desta alta, a produção é estimulada e matrizes e bezerras serão retidos, reduzindo ainda mais a oferta de animais para abate, acentuando a tendência alta dos preços. Entretanto, futuramente esta retenção de animais ocasionará excesso de oferta e conseqüente declínio nos preços, dando início à nova fase de queda nos preços, e, assim, sucessivamente.

Além desta variação cíclica plurianual, há também as variações estacionais dentro de um mesmo ano, que decorrem da sazonalidade da produção forrageira. No caso da criação extensiva de gado no estado de São Paulo, na entrada do período das águas (setembro-outubro), a produção forrageira aumenta, fazendo com que os produtores retenham o gado para obter maior peso, reduzindo, com isto, a oferta. Ao contrário, na entrada do período seco (abril-maio), a oferta de boi aumenta, pois o gado é vendido para evitar perdas de peso e prejuízo na venda.

O mercado de carne bovina no Brasil, além de apresentar oscilações nos preços, decorrentes de ciclos normais de produção, sofre constantes intervenções governamentais que acarretam grandes variações dentro da série histórica e dificultam a obtenção de previsões de preços, uma vez que a uniformidade do comportamento dos preços, ao longo do tempo, é drasticamente afetada.

O conhecimento do ciclo pecuário e das variações nos preços é de grande importância para os agentes do mercado bovino que trabalham com expectativas, como é o caso das negociações futuras de boi gordo e garrote, realizadas no Mercado a Termo da Bolsa de Mercadorias de São Paulo. Neste mercado, indivíduos com a posse física da mercadoria podem se assegurar contra oscilações de preços, utilizando o mecanismo de "hedge", através da compra ou venda de contratos com datas de vencimento futuro, como descrevem Andrade (1985) e Tsunehiro (1983).

A ocorrência de um período de alta dos preços prejudica os consumidores, diminuindo seu poder de compra e, conseqüentemente, o consumo per capita de carne. Por outro lado, o período de baixa acarreta drásticas conseqüências à pecuária de corte brasileira e descapitaliza o setor. As políticas governamentais, visando amenizar

estas oscilações de preços, poderiam ser mais efetivas se houvesse uma maneira de prever a evolução dos preços com uma precisão razoável.

Neste trabalho são analisadas as variações dos preços da arroba do boi gordo, no estado de São Paulo, levando em consideração a tendência e as variações cíclicas, estacionais e aleatórias.

O objetivo principal é a obtenção de previsões de preços mensais da arroba do boi gordo, com base em modelos estatísticos, comparando-os com os preços do mercado físico e com os preços obtidos em negociações, na Bolsa de Mercadorias de São Paulo, permitindo a verificação do desempenho deste mercado futuro.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Dados utilizados

A série de preços mensais da arroba do boi gordo foi obtida no Instituto de Economia Agrícola – IEA – e representa valores nominais médios recebidos pelos pecuaristas, ponderados para várias regiões de produção do estado de São Paulo, no período de janeiro de 1970 a dezembro de 1987. De março a dezembro de 1986, entretanto, em face do congelamento de preços decretado pelo governo e a cobrança de ângios, os preços fornecidos pelo IEA apresentaram-se defasados em relação aos preços realmente realizados no mercado. Optou-se, então, pela utilização, neste período, de dados obtidos de levantamentos diários, realizados pelo Centro de Pesquisa em Economia Agrícola, da Fundação de Estudos Agrários “Luiz de Queiroz” – CEPEA/FEALQ.

Os preços nominais mensais foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna, da Fundação Getúlio Vargas, com base em março de 1986. Todo o estudo foi realizado com a série de preços reais mensais da arroba do boi gordo.

Os preços do Mercado a Termo foram fornecidos pela Bolsa de Mercadorias de São Paulo, onde as cotações, no caso do boi gordo, são feitas somente nos meses pares do ano. Foram utilizados os preços médios, estabelecidos em dezembro de 1986 para fevereiro, abril, junho, agosto e outubro de 1987, os quais também foram deflacionados da forma descrita anteriormente. É interessante ressaltar que não houve cotação para dezembro de 1987, dada a alta inflação no período de negociação, ou seja, final de 1986, que dificultou as previsões para meses distantes. Aliada a este fato, a intervenção governamental ocorrida em outubro de 1986 inibiu as operações, fazendo com que os agentes optassem pela não-negociação, em dezembro de 1987.

É possível distinguir pelo menos quatro componentes da série de preços reais da arroba do boi gordo.

- 1) tendência ( $T_t$ ), que retrata o comportamento da série no longo prazo que é crescente neste caso;
- 2) variação estacional ou sazonal ( $S_t$ ), que mostra as flutuações ocorridas dentro de um ano, em função, basicamente, dos períodos de safra e entressafra da produção forrageira;
- 3) variação cíclica plurianual ( $C_t$ ), com período em torno de seis anos; e

- 4) variação aleatória, ou seja, oscilações irregulares ( $u_t$ ) causadas por secas, enchentes, geadas, intervenções governamentais, etc.

Admitindo um modelo multiplicativo, o preço do boi gordo seria dado por

$$P_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot u_t$$

#### Modelo de análise harmônica

Considere a co-senóide

$$Y_t = A \cos (wt - \psi_0) \quad (1)$$

onde  $t$  é o tempo,  $A$  é a amplitude da onda,  $-\psi_0$  é a fase inicial e  $w$  é a velocidade angular.

Temos

$$w = \frac{2\pi}{T},$$

onde  $T$  é o período da variação cíclica.

A expressão (1) pode ser escrita

$$Y_t = A \cos \psi_0 \cos wt + A \sin \psi_0 \sin wt$$

Fazendo  $A \cos \psi_0 = a$

e  $A \sin \psi_0 = b$ ,

obtem-se

$$Y_t = a \cos wt + b \sin wt$$

Para captar as oscilações ocorridas nas séries temporais, é utilizado um modelo representado por um conjunto de ondas sobrepostas, ou seja, uma somatória de co-senóides com período igual a  $T$  e seus submúltiplos, denominado "modelo harmônico".

Desta forma, uma série histórica de preços reais ( $Z_t$ ), com ciclos de período  $T$ , pode ser representada pela função

$$Z_t = \mu + \sum_{i=1}^K a_i \cos \frac{2\pi it}{T} + \sum_{i=1}^L b_i \sin \frac{2\pi it}{T}$$

com  $K \leq \frac{T}{2}$  e  $L < \frac{T}{2}$ , e onde  $\mu$  é a média da série.

Neste trabalho, além dos componentes cíclicos (estacional e plurianual), representados pelo modelo harmônico, é necessário também considerar a tendência, que será representada por um polinômio em  $t$ . Nos modelos ajustados, foi suficiente incluir o termo linear.

As variações estacionais também podem ser estimadas, através de um modelo de regressão linear múltipla com 11 variáveis binárias  $S_{it}$  (com  $i=1, \dots, 11$ ), de maneira que  $S_{it} = 1$  para o mês de ordem  $i + 1$  e  $S_{it} = 0$  para os demais meses. O modelo fica

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^{11} \beta_i S_{it}$$

onde  $\alpha$  representa o valor da variável em janeiro. Note-se que este modelo tem 12 parâmetros e que o modelo harmônico, com todos os submúltiplos possíveis do período de 12 meses, também tem 12 parâmetros ( $\pi$ , cinco coeficientes de termos com seno e seis coeficientes de termos com co-seno). Na realidade, o uso de variáveis binárias e o modelo harmônico são equivalentes, isto é, "explicam" a mesma parcela das variações de  $Z_t$ , apresentando o mesmo valor para a soma de quadrados de regressão. Os parâmetros do modelo, com variáveis binárias, são de interpretação mais simples, mostrando diretamente a variação estacional dos preços.

#### Modelos ARIMA de Box & Jenkins

Considere-se inicialmente, uma variável  $Z_t$  gerada por um processo auto-regressivo de ordem  $p$ , indicado por AR( $p$ ):

$$\bar{Z}_t = \phi_1 \bar{Z}_{t-1} + \phi_2 \bar{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \bar{Z}_{t-p} + a_t$$

onde, sendo  $\mu$  a média da série,

$$\bar{Z}_t = \frac{Z_t}{n} - \mu$$

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  são parâmetros e  $a_t$  são erros aleatórios independentes com média zero e variância  $\sigma_a^2$ .

Em seguida, considere-se uma variável  $Z_t$  gerada por um processo de médias móveis de ordem  $q$ , indicado por MA( $q$ ):

$$\bar{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q},$$

onde

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  são parâmetros.

Uma série histórica pode envolver os dois tipos de processos vistos anteriormente. Podemos, então, representar a variável  $Z_t$  por um ARMA ( $p, q$ ):

$$\bar{Z}_t = \theta_1 \bar{Z}_{t-1} + \dots + \theta_p \bar{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

A utilização dos modelos AR( $p$ ), MA( $q$ ) ou ARMA( $p, q$ ) exige que a série seja estacionária. Séries não-estacionárias podem ser transformadas em estacionárias, mediante diferenças consecutivas entre seus valores.

As diferenças são indicadas por  $W_t = \Delta^d Z_t$ . Em geral, são suficientes uma ou duas diferenças para tornar a série estacionária. Para uma diferença, temos:

$$W_t = \Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

Com duas diferenças, temos:

$$W_t = \Delta^2 Z_t = Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}$$

Com  $W_t = \Delta^d Z_t$ , um modelo ARIMA (p,d,q) pode, então, ser representado por

$$W_t = \theta_1 W_{t-1} + \dots + \theta_p W_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

No caso de ocorrer sazonalidade na série, Box & Jenkins propõem um modelo SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)<sub>S</sub>, que leva em consideração as defasagens de período s.

Resumidamente, a obtenção de um modelo pelo método de Box & Jenkins (1976) pode ser dividida em três fases:

### 1) Identificação

Nesta fase, através da análise das autocorrelações e autocorrelações parciais, determina-se um ou alguns modelos que, provavelmente, se ajustarão bem à série.

### 2) Estimação

São obtidas estimativas dos parâmetros dos modelos selecionados, geralmente através de métodos iterativos de resolução de sistema de equações não-lineares.

### 3) Verificação

Após a identificação dos modelos e estimação dos parâmetros, alguns testes são utilizados para verificar se o modelo é apropriado.

O teste de autocorrelação residual consiste em comparar as autocorrelações dos resíduos com os limites  $\pm 2/\sqrt{n}$ . As autocorrelações são dadas por

$$r_k(\hat{a}) = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{a}_t \cdot \hat{a}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2}$$

onde

n é o número de observações utilizadas para estimar o modelo e

$\hat{a}_t$  são os resíduos estimados e k é a defasagem.

Outra maneira de testar a existência de autocorrelação nos resíduos baseia-se no cálculo de

$$Q = n \sum_{k=1}^k r_k^2(\hat{a}),$$

onde

k é o número de autocorrelações.

Utilizam-se, na prática, as primeiras 20 ou 25 autocorrelações. A hipótese de inexistência de autocorrelação nos resíduos não é rejeitada se Q for menor do que o valor crítico de qui-quadrado com K-p-q graus de liberdade.

Podemos ainda citar os testes de correlação cruzada, superajustamento e periodograma acumulado. Ver, por exemplo, Box & Jenkins (1976).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para efetuar os cálculos, os preços reais mensais da arroba do boi gordo (Figura 1) foram transformados em logaritmo, a fim de tornar o efeito sazonal aditivo e estabilizar a variância do erro, como descreve Chatfield (1984).

Foi utilizada, inicialmente, a técnica de Box & Jenkins (1977), aplicada à série de logaritmos de preços da arroba do boi gordo, no período de janeiro de 1970 a dezembro de 1986.

As estimativas das autocorrelações e autocorrelações parciais foram obtidas e estão apresentadas nas Figuras 2 e 3, respectivamente. Com base nestas figuras, foram escolhidos alguns modelos que foram testados, chegando-se ao melhor resultado com um SARIMA (0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>.

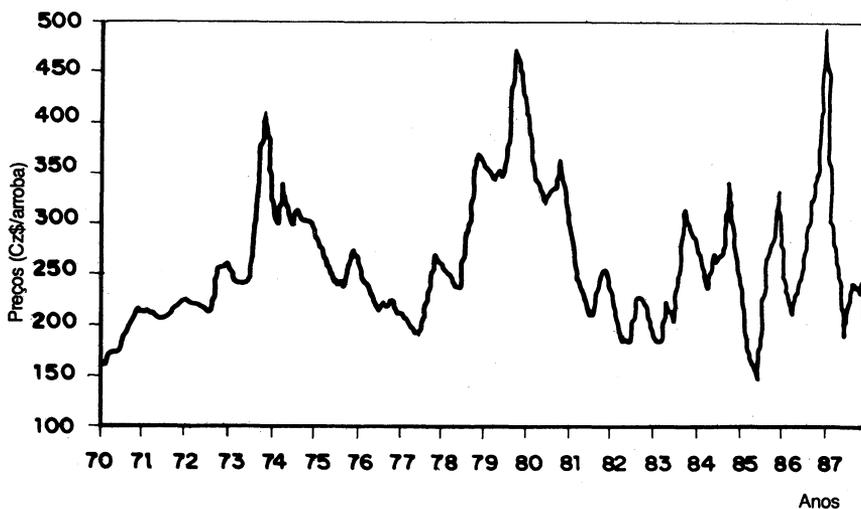


Figura 1. Série de preços reais da arroba do boi gordo com base em março de 1986, no período de janeiro de 1970 a dezembro de 1987.

As estimativas das autocorrelações dos resíduos foram obtidas a fim de se testar a adequabilidade do modelo proposto, e estas não apresentaram valor superior a dois desvios padrões, ou seja, não foram significativas, como pode ser visto na Figura 4.

O teste Q também foi calculado, tomando as 20 primeiras autocorrelações residuais, apresentando-se não-significativo e mostrando, portanto, que o modelo foi apropriado para fins de ajuste.

As previsões obtidas a partir de janeiro de 1987 mostraram que o modelo SARIMA utilizado, não foi capaz de projetar as variações cíclicas plurianuais, com período de seis anos. Isto ocorre pelo fato de alguns programas disponíveis permitirem

somente a introdução de defasagens de baixa ordem e/ou defasagens relativas a componentes sazonais, além de diferenças de ordem 1 ou 2, impossibilitando o ajustamento de modelos com três tipos diferentes de defasagens ao mesmo tempo. É interessante ressaltar, no entanto, que, de acordo com o método exposto por Box e Jenkins (1976), um componente de média móvel ou auto-regressivo de ordem 72 (equivalente a seis anos), só deveria ser incluído no modelo se a autocorrelação do resíduo e a correlação cruzada, respectivamente, apresentassem, na defasagem 72, valor superior a duas vezes o desvio padrão. Entretanto, este fato não foi observado nos resultados obtidos, mesmo sendo nítida na série, a presença dos ciclos plurianuais.

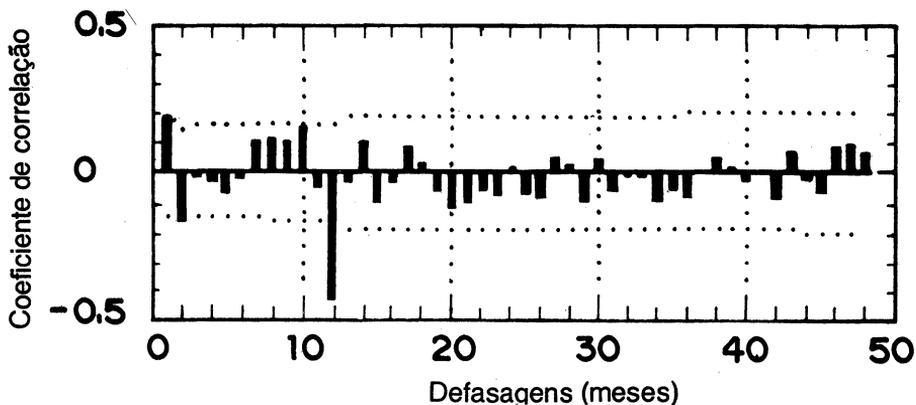


Figura 2. Primeiras 48 autocorrelações da série de log do preço do boi gordo, após efetuar a 1ª diferença e a 1ª diferença sazonal

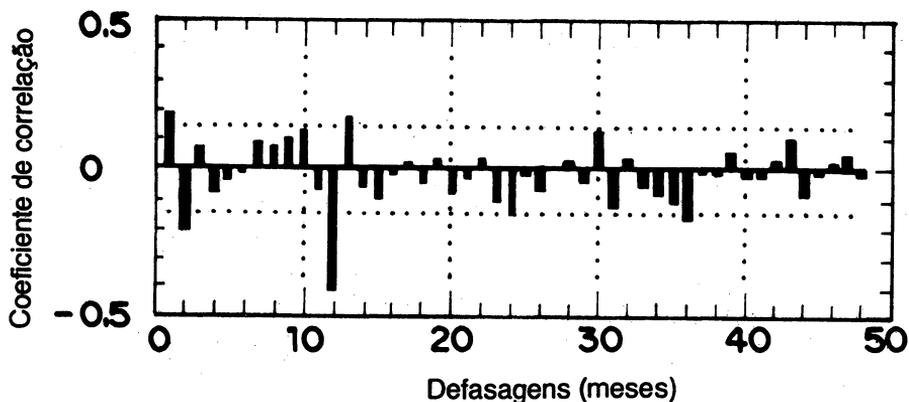


Figura 3. Primeiras 48 autocorrelações parciais da série de log do preço do boi gordo, após efetuar a 1ª diferença e a 1ª diferença sazonal

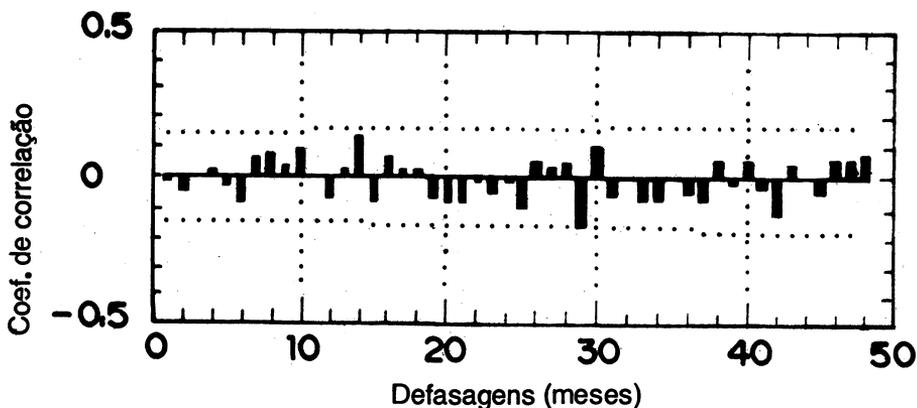


Figura 4. Estimativas das autocorrelações dos resíduos do modelo SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$

Na Figura 5 estão apresentadas as previsões num longo período de tempo, mostrando apenas a tendência e o componente sazonal.

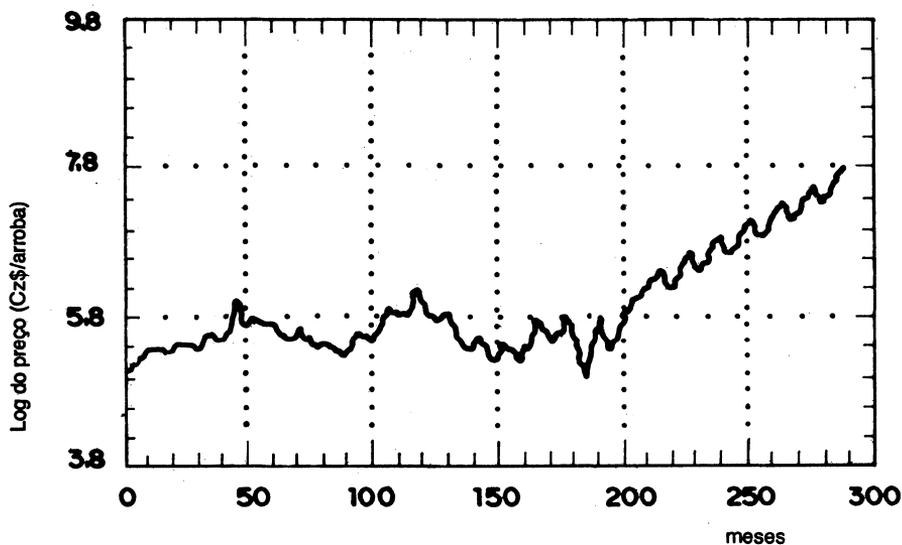


Figura 5. Previsões de 84 meses (7 anos) obtidas a partir do mês 205 (jan. de 1987) pelo Modelo SARIMA  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$

Tentando captar, de forma apropriada, as variações sazonais e os ciclos plurianuais, obtendo com isto um bom ajuste e, conseqüentemente, boas projeções, foi testado um modelo harmônico para o mesmo período (jan. de 1970 a dez. de 1986).

Para retratar a tendência da série, foi incluído, na regressão, um termo linear em  $t$ , com  $t = 1$  em janeiro de 1970.

Os ciclos plurianuais foram representados por componentes harmônicos de período 72 (equivalente a seis anos) mais os seus submúltiplos. Porém, para representar as oscilações sazonais, foram utilizadas 11 variáveis binárias  $S_{it}$ , as quais facilitam a interpretação das estimativas dos parâmetros, que refletem os períodos de baixa e alta dos preços na safra e entressafra, respectivamente.

Sendo  $Z_t$  o preço real mensal da arroba do boi gordo, a equação de regressão é

$$\log Z_t = a_0 + b_0 t + \sum_{i=1}^5 (c_i \sin \frac{2\pi i t}{72} + d_i \cos \frac{2\pi i t}{72}) + \sum_{i=1}^{11} e_i S_{it} + a_t$$

Todas as variáveis foram mantidas no modelo, mesmo apresentando efeito não-significativo.

Ajustado o modelo, obteve-se  $R^2 = 0,60$ , teste de Durbin-Watson  $DW = 0,19$  e  $Q(42) = 674,47$ . O modelo apresentou um razoável ajustamento, acompanhando os ciclos estacional e plurianual. Foram feitas projeções para os 12 meses de 1987, obtendo-se valores razoavelmente próximos aos observados no mercado físico neste período. Entretanto, o teste de Durbin-Watson e o valor de  $Q$  mostraram a existência de autocorrelação nos resíduos.

Na tentativa de contornar os problemas de autocorrelação nos resíduos, ocorridos com a análise harmônica, e de incapacidade em prever os ciclos de seis anos, ocorridos nos modelos ARIMA, foram utilizados modelos mistos, que incluem tanto componentes harmônicos como termos auto-regressivos e/ou de médias móveis.

Estes modelos foram estimados com base nos últimos sete anos da série, de janeiro de 1980 a dezembro de 1986. Esta redução do período foi testada, objetivando um melhor ajuste do modelo em época próxima ao ano para o qual são feitas previsões.

O primeiro modelo misto foi formado pela tendência, componentes harmônicos, variáveis binárias, e por um processo auto-regressivo de ordem dois.

Foi observado que, no início da série, as variações estacionais eram suaves, enquanto no final eram bastante pronunciadas. Diante de tal fato, e visando um melhor ajustamento do modelo no período mais recente, foi introduzido um fator de ponderação, sugerido por Brown (citado em Morettin & Toloi 1985), igual a  $\beta^{N-t}$ , onde  $N$  é o número de dados da série e  $t$  é o tempo e  $\beta$  uma constante positiva e menor que 1. Este mesmo autor sugeriu que o valor de  $\beta$  deveria ser determinado de acordo com as características específicas da série em estudo. Analisando a série, foi estabelecido o valor 0,95 para  $\beta$ , o qual forneceu uma boa proporção entre os pesos da parte inicial e final do conjunto de dados.

A regressão apresentou, então, a seguinte forma:

$$\log Z_t = a_0 + b_0 t + \sum_{i=1}^5 (c_i \sin \frac{2\pi i t}{72} + d_i \cos \frac{2\pi i t}{72}) + \sum_{i=1}^{11} e_i S_{it} + \phi_1 \log Z_{t-1} + \phi_2 \log Z_{t-2} + a_t$$

Foi obtido o valor de 0,923 para o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), mostrando o bom ajustamento do modelo. Entretanto, o valor do teste Q ( $Q(27) = 103,07$ ) deixou clara a existência de autocorrelação nos resíduos.

As previsões de preços obtidas a partir do modelo foram muito boas, bem próximas aos preços do mercado físico, como se pode observar na Tabela 1 e Figura 6. Portanto, mesmo diante da existência de autocorrelação nos resíduos, este modelo não foi descartado, sendo considerado um dos melhores para a obtenção de previsões.

O segundo modelo misto testado foi composto por uma tendência, componentes cíclicos, variáveis binárias e por um processo auto-regressivo e de Média Móvel ARMA (1,1). Devido ao processo de média móvel, não foi possível, com os programas disponíveis, utilizar um método ponderado de estimação.

A regressão pode ser representada por:

$$\log Z_t = a_0 + b_0 t + \sum_{i=1}^5 (c_i \sin \frac{2\pi i t}{72} + d_i \cos \frac{2\pi i t}{72}) + \sum_{i=1}^{11} e_i S_{it} + \phi_1 \log Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

**TABELA 1. Previsões de preços reais da arroba do boi gordo, observações obtidas nos mercados físicos e a termo, para 1987, e valor do erro quadrático médio de previsão (EQM)**

1987	Mercado físico	Mercado a termo	Modelo SARIMA (0,1,1)(0,1,1) <sub>12</sub>	Modelo harmônico	Modelo misto com AR(2)	Modelo misto com ARMA(1,1)
Jan	409,65	-	470,19	305,25	432,42	435,11
Fev	314,96	305,20	425,76	282,95	327,41	352,02
Mar	270,07	-	396,81	262,79	260,53	295,25
Abr	252,62	221,90	400,62	252,87	240,37	267,38
Mai	246,07	-	409,62	239,08	230,40	244,28
Jun	188,27	153,43	406,24	222,46	211,46	215,39
Jul	212,91	-	475,74	228,51	217,49	224,68
Ago	243,90	199,64	506,18	232,71	211,66	223,75
Set	239,27	-	564,72	244,06	211,85	235,02
Out	231,74	192,50	560,85	249,08	198,71	229,38
Nov	242,93	-	595,87	252,87	232,01	234,86
Dez	188,04	-	624,41	242,66	243,72	227,58
EQM(1)	-	1.150,30	66.271,27	1.413,53	651,72	484,08

(1) O erro quadrático médio das cotações do mercado a termo foi calculado com base em 5 valores. Nos demais casos, foram utilizados 12 valores (janeiro a dezembro).

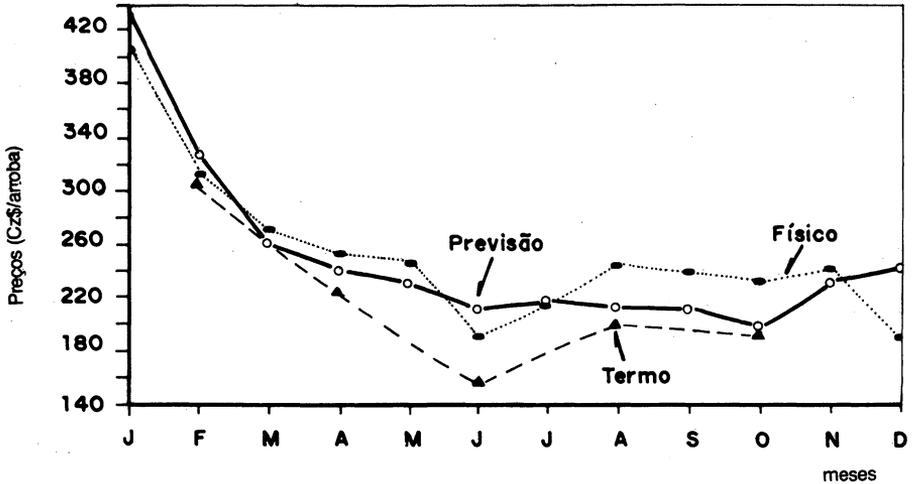


Figura 6. Comparação entre as previsões obtidas do modelo misto com AR(2), observações do mercado físico e do mercado a termo para 1987.

O modelo apresentou  $R^2 = 0,92$ ,  $DW = 1,99$  e teste  $Q(27) = 10,94$ , indicando bom ajustamento e inexistência de autocorrelação nos resíduos.

As previsões obtidas encontram-se na Tabela 1 e Figura 7, onde se pode observar que foram ainda melhores que as do modelo misto com AR(2) vistas anteriormente.

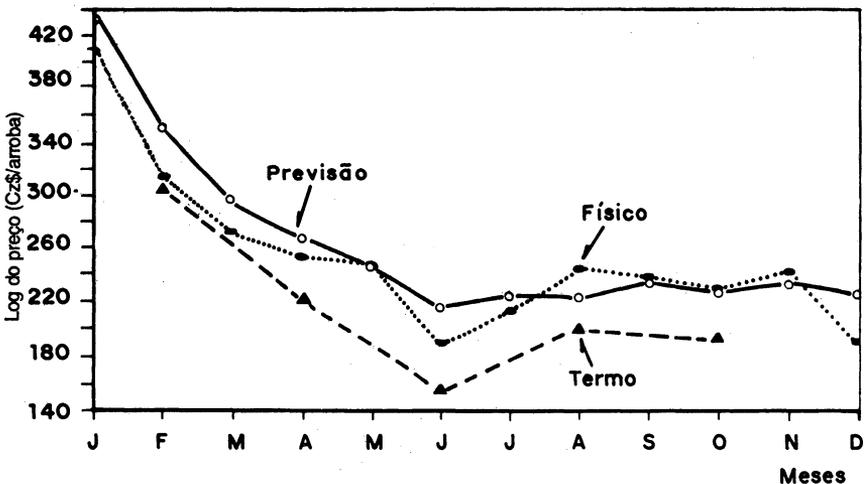


Figura 7. Comparação entre as previsões obtidas do modelo misto com ARMA (1,1), observações do mercado físico e do mercado a termo para 1987.

## CONCLUSÕES

1. Não foi possível ajustar um modelo ARIMA apropriado à série de preços do boi gordo, que contém variações cíclicas estacionais e plurianuais. O modelo ajustado não conseguiu prever os ciclos plurianuais.
2. O modelo harmônico e o modelo misto com AR(2), quando aplicados à série temporal, resultaram em bom ajuste e boas previsões; porém, foi constatada autocorrelação nos resíduos. Para solucionar este problema, foi necessário introduzir um processo de média móvel.
3. Para comparar a capacidade preditiva dos modelos ajustados, foi calculado o erro quadrático médio de previsão para cada modelo, comparando-se as previsões com as observações do mercado físico. Preços futuros fornecidos pela Bolsa de Mercadorias de São Paulo também foram comparados aos preços do mercado físico. Os resultados encontram-se na Tabela 1, e mostram ser o modelo misto com ARMA(1,1) o que forneceu melhores previsões, vindo em seguida o modelo misto com AR(2); as previsões realizadas no mercado a termo, o modelo harmônico e finalmente o SARIMA(0,1,1) x (0,1,1)<sub>12</sub>.
4. O mercado a termo utiliza duas análises para a obtenção de previsões: a técnica e a fundamental. A técnica consiste na observação do comportamento dos preços no passado, através de análise gráfica. A fundamental leva em consideração fatores determinantes da oferta e demanda que podem afetar os preços. Além destas, a própria vivência e opinião dos especialistas deste mercado, ou seja, o "feeling", contribui para a obtenção de boas previsões.
5. Fica clara, neste trabalho, a existência de variações cíclicas nos preços da carne, ao longo da série histórica, com características repetitivas bem definidas que as tornam previsíveis. Mueller (1987) mostra que as intervenções governamentais, no mercado de carne, têm sido imediatistas e intempestivas, não contribuindo para amortecer aquelas variações cíclicas. É óbvia a importância de políticas anticíclicas, que evitassem o abate excessivo de matrizes em períodos de preços baixos, causando o enorme crescimento do preço alguns anos depois. Em relação ao ciclo estacional, espera-se que a adoção de novas técnicas, como a complementação alimentar no inverno e a engorda em confinamento, além da formação de estoques reguladores, contribuam para diminuir a intensidade das oscilações nos preços.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a colaboração da Bolsa de Mercadorias de São Paulo.

## BIBLIOGRAFIA

- AMARAL, E. Análise harmônica e previsão a longo prazo. In: **Anais da Reunião Internacional de Biometria**, Piracicaba, 1975. 232-271p.
- ANDRADE, R. **O mercado a termo como instrumento de orientação de política agrícola**, Viçosa-UFV, 1985. 124p. Tese Mestrado.

- BOX, G. E. & JENKINS, G. M. **Time series analysis**. Forecasting and control. San Francisco, Holden - Day, 1976, 575p.
- BRANDT, S. A. **Comercialização agrícola**. Piracicaba, Licroceres, 1980. 159p.
- BRANDT, J. A. & BESSLER, D. A. Composite forecasting; an application with U. S. Hog Prices. **Am. J. Agric. Econ.**, 63(1):136-140, 1981.
- CHATFIELD, C. **The analysis of time series**. 3ª ed. New York, Chapman and Hall Ltd., 1984, 286p.
- DIAS, G. D. **Avaliação da política econômica para a pecuária de corte no Brasil**. Rio de Janeiro, FGV, 1972. 100p. Tese Doutorado.
- DORAN, H. E. & QUILKEY, J. J. 1972. Harmonic analysis of seasonal data, some important properties. **Am. J. Agric. Econ.**, Manasha, 54(4):646-651, 1972.
- GONÇALVES, E. B. **Comparação de modelos para previsão de séries temporais; série de precipitações pluviiais mensais no Município de Pindorama-SP**. Piracicaba, ESALQ/USP, 1983. Tese Mestrado, 162p.
- GREENBERG, R. & WEBSTER Jr., C. E. **Advanced econometrics**; a bridge to the literature, USA. John Wiley e Sons, 1983.
- HOFFMANN, R. & S. VIEIRA, S. **Análise de regressão; uma introdução à econometria**. 2. ed., São Paulo, Hucitec, 1983. 379p.
- KASSOUF, A. L. **Previsão de preços na pecuária de corte do Estado de São Paulo**. Piracicaba, ESALQ/USP, 102p. 1988. Tese Mestrado.
- MASCOLO, J. L. **Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil**. Rio de Janeiro, FGV, 100p. 1980. Tese Doutorado.
- MORETTIN, P. A. Análise harmônica de processos estocásticos. In: **CONLÓQUIO BRASILEIRO DE MATEMÁTICA, 2, Poços de Caldas, 1979**, p.43-73.
- MORETTIN, P. A. & TOLOI, C. M. C. **Previsão de séries temporais**. São Paulo. Atual Editora Ltda. 1985. 436p.
- MUELLER, C. C., 1987. O ciclo do gado e as tentativas de controle do preço da carne. **Estudos Econ.**, 17(3):435-56, 1987.
- SCHMITZ, A. & WATTS, D. G. Forecasting weat yields, an application of parametric time series modelling. **Am. J. Agric. Econ.**, 52(2):247-54, 1970.
- TSUNECHIRO, A. **O desempenho dos mercados a termo, o casos do café, soja e boi gordo na bolsa de mercadorias de São Paulo**. São Paulo, FEA/USP, 1983. 124p. 1983.