

PREVISÃO DE PREÇOS NA BOVINOCULTURA DE CORTE

Denismar Alves Nogueira¹
Thelma Sáfyadi²

RESUMO:

Este trabalho é dedicado à análise da série histórica de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo no período de 1988 a 1998. Para a análise da série considerou-se modelos de séries temporais, com o objetivo de encontrar, entre os modelos ajustados, o que fornecesse melhor previsão. As séries econômicas geralmente são não estacionárias, sendo o caso mais comum aquele em que a série flutua ao redor de uma reta com inclinação positiva ou negativa (tendência linear). Uma outra forma de não estacionaridade ocorre quando a série flutua ao redor de um nível por um certo tempo, depois mudando de nível e flutuando ao redor de um novo nível. Este fato pode ser decorrente de algum evento ocorrido em algum instante de tempo, como planos econômicos, geadas, etc. Estes eventos alteram o comportamento da série e são denominados intervenções. O efeito da intervenção pode ser incorporado na análise da série. Este trabalho ajusta modelos com intervenção e sem intervenção. Entre os modelos ajustados obteve-se melhores previsões para os modelos com intervenção. As previsões para o ano de 1999 foram feitas com base no modelo escolhido.

PALAVRAS-CHAVE: Análise de Intervenção, Modelos SARIMA, Previsão.

ABSTRACT: This paper is dedicated to analysing the historical series of prices for the gross beef bovines in the state of São Paulo from 1988 to 1998. For the analysis on the series the time series models were considered, aiming at finding the one which would be able to provide the best suited preview, among the models adjusted. Economical series are usually not stationary, the case in which the series floats around a straight line with either positive or negative inclinations (linear tendency) being the most common. Another form of non-stationariness occurs when the series floats around a level for a given period of time, changing levels afterwards and floating around a new level. Such fact may result from an event occurred at some point in the timeline, like government economical plans, frosts, etc. These events do alter the series' behaviour and are denominated "interventions". The interventions' effects can be incorporated into the series' analysis. This piece of work seeks to adjusting models both with and without intervention. From all the models adjusted, the best previews were obtained from those which featured interventions. The previews for the year of 1999 were made based on the model chosen.

KEY-WORDS : Analysis of Intervention, SARIMA models, Preview.

1 INTRODUÇÃO

O estudo de preços da bovinocultura de corte se deve à grande importância econômica no orçamento familiar e também na pecuária.

Os produtos da pecuária diferenciam-se de outros produtos quanto à carência de informações, o que aumenta os riscos do retorno do investimento na atividade, gerando instabilidade

da produção, oscilações de preços entre outras. A instabilidade da produção está relacionada com o caráter biológico e sua dependência das condições climáticas, tornando a produção planejada diferente da conquistada. As oscilações existentes nos preços devem-se também a fatores ambientais, econômicos e a intervenções governamentais.

A importância de se dispor de um método estatístico para previsão de preços futuros está na

¹ Aluno do 7º período de Zootecnia, bolsista de iniciação científica da FAPEMIG- UFLA.

² Dra. em Estatística, Prof Adjunto do Dep. de Ciências Exatas da UFLA.

tomada de decisões na comercialização e produção. O estudo de séries temporais trabalha com o comportamento dos dados no passado e presente, para que estes forneçam a idéia, junto com possíveis variações, dos dados no futuro. A previsão é o principal objetivo do uso de séries temporais e o método utilizado com mais frequência é o de Box & Jenkins, sendo o modelo utilizado o Autorregressivo-Integrado-Médias móveis (ARIMA) e suas variações.

Kassouf (1988) aplicou o método de Box & Jenkins à série dos preços da arroba do boi gordo no período de janeiro de 1970 a dezembro de 1986, com o objetivo de fazer previsão utilizando modelos ARIMA. O melhor modelo ajustado foi um SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂, mas não obteve boas previsões, alegando não ter conseguido captar os ciclos de 6 anos.

Couto (1996) utilizou modelos estruturais de séries de tempo empregando o Filtro de Kalman para o estudo da série de preços recebidos pelos produtores por arroba de boi gordo no estado de São Paulo, de forma univariada, com efeitos de transferência e efeitos de intervenção dos cinco planos econômicos heterodoxos ocorridos na economia brasileira. Os efeitos de transferência (variáveis explicativas) foram preços recebidos pelos produtores de frango de corte, o volume de abate total de bovinos, a taxa real de câmbio, a porcentagem da evapotranspiração atendida pela pluviosidade para verificar a disponibilidade de forragens e a taxa real de juros. O período de análise foi de 1975 a 1995 e o objetivo foi fazer previsões para os anos de 1991 a 1995.

O trabalho tem como objetivo obter modelos que melhor ajustem a série de preços da arroba do boi gordo, com um menor número de parâmetros, para uma boa estimativa da previsão, além de testar a presença de fatores que possam alterar a trajetória dos dados, possibilitando um melhor ajuste, e conseqüentemente, melhores previsões.

2 MATERIAL E MÉTODOS

A série estudada para análise é a série histórica de preços mensais da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, obtidos por volta do dia 20 de cada mês para pagamento a prazo, com os dados em dólares observados no período de 1988 a 1998. Para o ajuste dos modelos considerou-se os anos de 1988 a 1997 e reservou-se o ano de 1998 para ser usado como fonte de comparação dos

dados da previsão para escolha do melhor modelo. Os dados foram obtidos do Noticiário Tortuga (1999), tabela Preço do Boi Gordo.

Uma série temporal $\{Y_t, t = 1, 2, \dots, n\}$ é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. A série temporal pode ser decomposta em $Y_t = T_t + S_t + a_t$ em que a Tendência (T_t) pode ser entendida como um aumento ou uma diminuição gradual das observações ao longo de um período; a Sazonalidade (S_t) mostra flutuações ocorridas em períodos (menores que um ano), podendo ser, mensal, trimestral, diária, etc. e a componente aleatória ou erro (a_t) mostra as oscilações aleatórias irregulares causadas por fenômenos climatológicos excepcionais, intervenções governamentais, etc. A suposição usual é que a_t seja uma série puramente aleatória ou ruído branco, com média zero, variância constante e independente.

O método utilizado foi o de Box & Jenkins e o modelo foi o ARIMA que, devido a um fator sazonal, denomina-se SARIMA. O método é empregado para ajustar um modelo para o resíduo por meio da série estacionária, sendo este escolhido de acordo com os resultados obtidos pela previsão, pelo erro quadrático médio, EQM.

A existência de algum fator que possa alterar a real trajetória da série constitui o que designa de intervenção, podendo ocorrer várias vezes no decorrer de uma série de dados, sendo muito comum em séries econômicas devido às manipulações ocorridas nos preços dos produtos.

A intervenção consiste em uma mudança de nível ou inclinação dos dados por um determinado intervalo de tempo ou em um simples instante (pico). Isto ocorre por algum motivo conhecido.

O modelo proposto para a análise de intervenção é calculado pela expressão:

$$y_t = \sum_{i=1}^k v_i(B)x_{i,t} + n_t,$$

sendo:

y_t a variável resposta do modelo;

k o número de intervenções da série;

$v_i(B)$ o valor da função de transferência;

$x_{i,t}$ a variável binária;

n_t o ruído do modelo, representado por um modelo SARIMA

As possíveis formas da variável binária estão representadas na Figura.1.

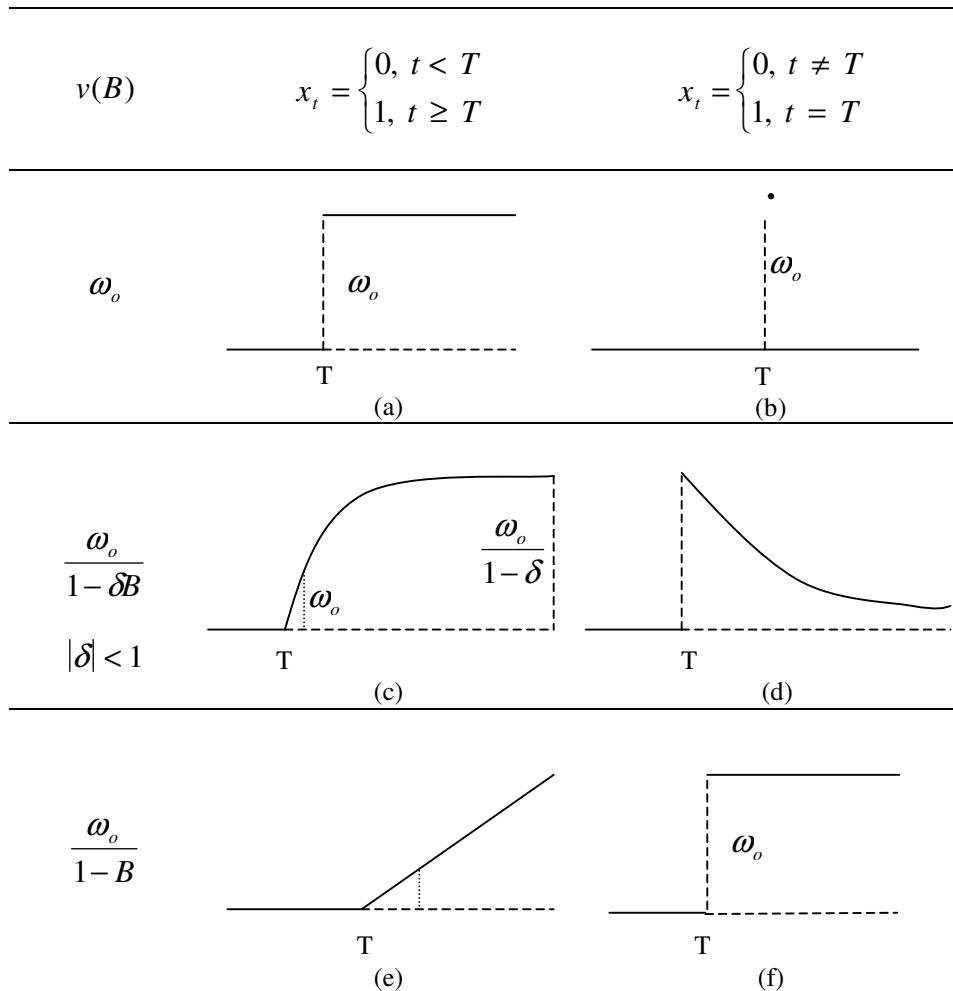


FIGURA.1 Estrutura das funções de transferência.

Fonte: Pino (1980).

A Função Degrau, representada na Figura 1(a), é aquela que muda de nível após sofrer intervenção no instante T, permanecendo neste. A Função Impulso (Figura 1(b)), sofre mudança de nível em um dado instante T, mas, em seguida, volta ao nível de pré-intervenção. Na Figura 1(c) tem-se uma manifestação gradual da intervenção, com duração permanente, até atingir a assíntota $\omega_0/(1-\delta)$. A função da Figura 1(d) muda abruptamente de nível, sendo ω_0 o valor da mudança e, depois, decai exponencialmente para zero. De acordo com a Figura 1(e), após a

intervenção o modelo torna-se não estacionário. Essa situação corresponde a uma mudança de direção da série, apresentando uma tendência crescente a partir do instante T. A Função Intermediária (Figura 1(f)), é consequência de uma mudança de nível ao sofrer intervenção, continuando neste novo nível durante um período e, depois, retornando ao nível pré-intervenção.

A intervenção na série pode ser caracterizada de acordo com o seu comportamento, os quais apresentam as formas destacadas na Figura.2.

	DURAÇÃO	
	Permanente	Temporária
Gradual	(a)	I (b)
Abrupta	I (c)	I (d)

FIGURA 2. Efeitos de Intervenção.
Fonte: Pino (1980).

Conforme já ressaltado, uma série temporal pode ser decomposta em tendência, sazonalidade e resíduo. A presença de tendência e/ou sazonalidade na série é verificada por meio de testes estatísticos. A seguir apresenta-se um teste para cada caso.

Segundo Morettin e Toloi (1987: p.55), é possível o uso de testes estatísticos de hipóteses para verificar se existe tendência na série. Vários testes podem ser adotados, mas aqui se considerará somente o teste do sinal (Cox-Stuart), o qual se baseia em agrupar as observações em pares. A cada par (Z_i, Z_{i+c}) associa o sinal '+', se $Z_i < Z_{i+c}$ e o sinal '-', se $Z_i > Z_{i+c}$, eliminando os empates, para $c = N/2$, em que N é o número de observações da série e Z_i é a observação ($i = 1, \dots, N$). Se a probabilidade de sinais '+' for igual à probabilidade de sinais '-'; não existe tendência, caso contrário existe tendência. Para $T > n-t$ existe tendência, em que T é o número de sinais positivos e t é encontrado numa tabela de distribuição binomial, com parâmetros $p = 1/2$ e n , para um dado nível α , se $n \leq 20$ e para $n > 20$, pode-se usar distribuição normal em que n é o número de pares.

Priestley (1989: p.407-415) propôs o teste de Fisher para verificar a existência de periodicidade na série, por meio da estatística g ,

$$g = \frac{\text{MAX}(I_p)}{\sum_{p=1}^{N/2} I_p}$$

em que I_p é o valor do periodograma no período p . Para $P(g > z) = \alpha = n(1-z)^{n-1}$, rejeita-se a hipótese se $g \geq z$ para a não existência de periodicidade, aceitando que a série apresenta uma sazonalidade de período p .

Um teste utilizado para verificar se o resíduo é independente e identicamente distribuído, isto é, se o resíduo é um ruído branco, é o teste de Box e Pierce, Priestley (1989: p.493), o qual é baseado nas k primeiras autocorrelações, \hat{r}_k , dos resíduos. Para um processo ARIMA(p, d, q), se o modelo ajustado é apropriado, então a estatística do teste é:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^k \frac{\hat{r}_k^2}{(n-k)}$$

com distribuição aproximadamente qui-quadrado (χ^2). A hipótese de ruído branco é aceita para um $Q < \chi^2$ com $(k - p - q)$ graus de liberdade, em que k é o número de "lags", p é a ordem da parte autorregressiva e q a ordem da parte de médias móveis.

Morettin e Toloi (1986: p.92) comentam que, para testar se uma série é ruído branco, ou

seja, constituída de observações independentes identicamente distribuídas, basta construir o correlograma (gráfico da função de autocorrelação) e o seu intervalo de confiança. As correlações (ou melhor 95% delas) deverão estar dentro deste intervalo de confiança. Para testar a presença de intervenção o teste usado foi o t de Student (Pino, 1980).

Para as análises foram utilizados os “software” Statistica for Windows (1995) e SAS (SAS Institute, 1998).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 3 apresenta os dados da série histórica da arroba de boi gordo e a função de autocorrelação da série. Pode-se observar que o modelo é aditivo ($Y_t = T_t + S_t + a_t$, $t = 1, 2, \dots, n$), pois não apresenta uma variabilidade crescente ou decrescente na série. O componente da tendência não é muito bem definido, mas poderá ser comprovado por meio do teste do Sinal. Pela função de autocorrelação, observou-se que a série é não estacionária, já que as estimativas da autocorrelação não tendem a zero rapidamente.

A Figura 4 apresenta a análise espectral (periodograma) que indica um pico em 12 meses e outro em 60 meses ou 5 anos. Pelo teste de Fisher

(período = 12; $g = 0,1395$ e $p = 0,1132$), comprovou-se a existência da sazonalidade de 12 meses. O pico observado aos 60 meses constitui um ciclo, que segundo Couto (1996) e Kassouf (1988), entre outros, varia de 5 a 8 anos em todas as séries analisadas para preço do boi gordo, não sendo usado neste trabalho.

O teste do sinal (Cox-Stuart) verifica a presença de tendência na série pois obteve-se $T = 42$ e $n-t = 37,5910$.

A série sazonalmente ajustada (sem sazonalidade) e sem tendência $a_t = Y_t - T_t - S_t$ está representada na Figura 5, assim como o gráfico da função de autocorrelação.

Pelo gráfico da série estacionária (Figura 5) avalia-se a existência de algum fator que possa alterar a real trajetória da série, podendo ser mais de um, constituindo a(s) intervenção(ões), identificada(s) pelo teste t de Student.

A confirmação do bom ajuste dos modelos é a presença de um resíduo que constitua um ruído branco. O teste de Box e Pierce (Priestley, 1989: p.493) indicará se o resíduo do modelo ajustado é realmente um ruído branco. Pelo gráfico da função de autocorrelação da série sem tendência e sem sazonalidade, constata-se que o resíduo ainda apresenta correlação, não sendo, portanto, um ruído branco. Para este resíduo ajustam-se modelos de Box & Jenkins.

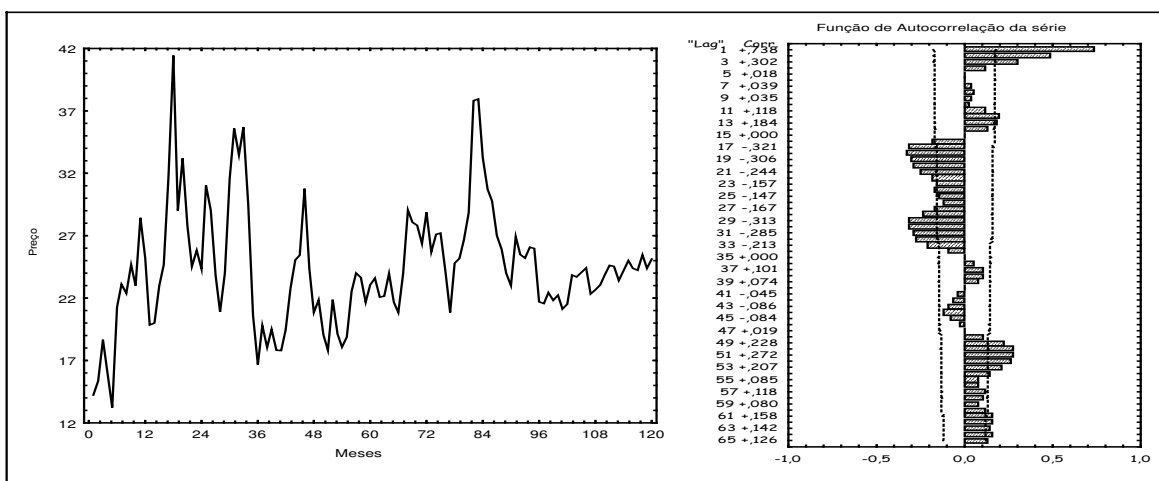


FIGURA 3. Gráfico da série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997 e o gráfico da função de autocorrelação.

Fonte: Noticiário Tortuga(1999).

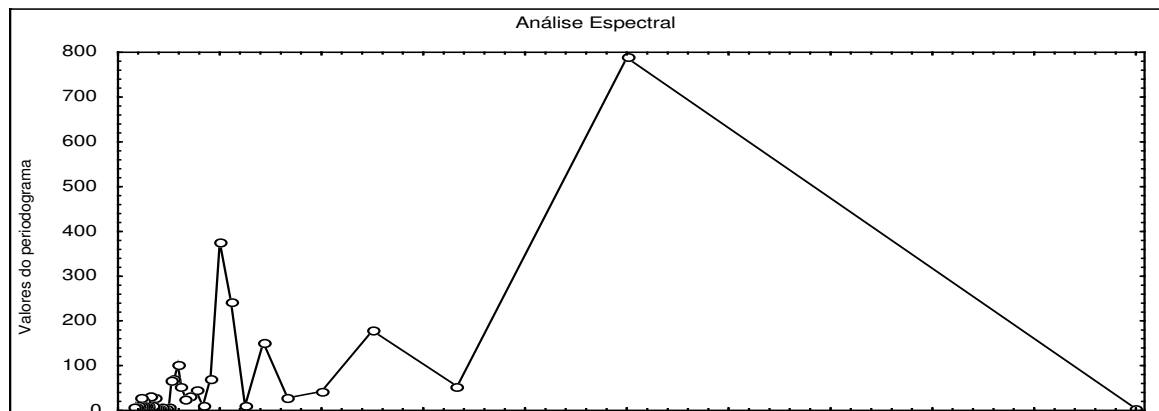


FIGURA 4. Gráfico do periodograma da série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997.

Fonte: Dados do trabalho.

A seguir será apresentado o ajuste de um modelo sem intervenção e, posteriormente, um modelo com intervenção. Como o objetivo da análise é fazer previsão, será escolhido o modelo que fornecer melhor previsão para o ano de 1998.

Pelo gráfico da função de autocorrelação da série estacionária (resíduo) (Figura 5) verificou-se presença de um fator sazonal de 12, que pode ser

visualizado pelo resultado significativo nos "lags" 12 e 24, ou seja, o "lag" 12 e o "lag" 24 se encontram fora do intervalo de significância que está representado pela linha pontilhada.

Devido a este fato será utilizado um modelo SARIMA, sendo o 'S' representante da parte sazonal, que será de ordem 12 para os modelos.

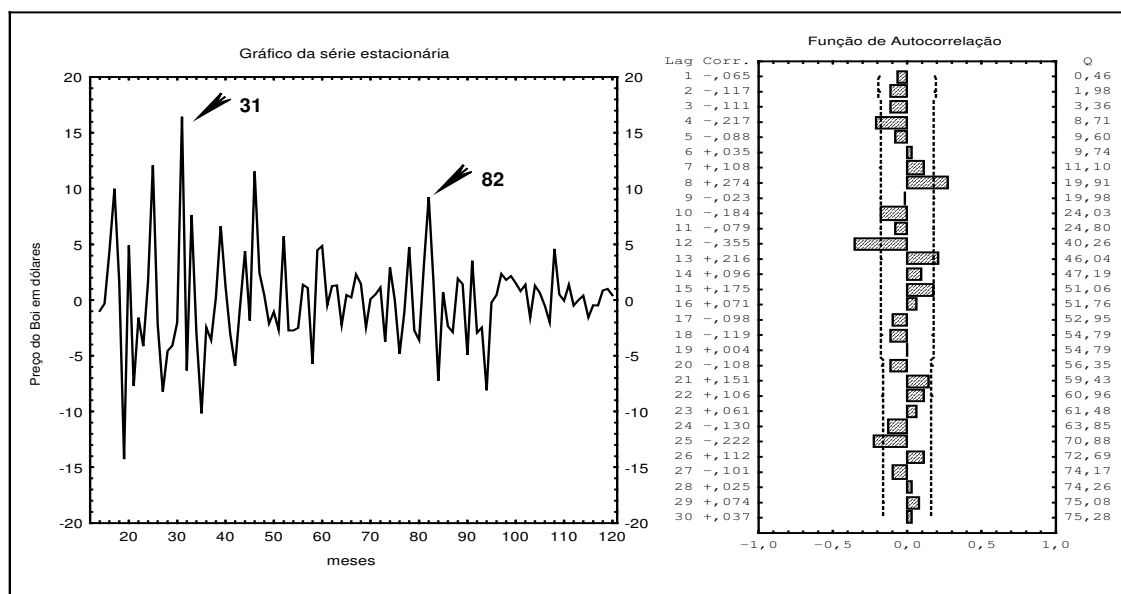


FIGURA 5. Gráfico e função de autocorrelação da série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997, sem a presença de tendência e de sazonalidade, constituindo uma série estacionária.

Fonte: Dados do trabalho.

A seguir ajusta-se para a série um modelo no qual a intervenção não é considerada (Modelo 1) e um modelo onde a intervenção é incorporada neste e estimada (Modelo 2). Tem-se o operador de retardo B, em que $B^{12}Z_t$ significa Z_{t-12} , ou seja, ao fazer $Z_t - Z_{t-12}$ tira-se o efeito da

sazonalidade de período 12 e para $Z_t - Z_{t-1}$ retira-se a tendência linear.

Modelo 1: Modelo SARIMA

$$SARIMA(0,1,2) \times (0,1,1)_{12}$$

$$Y_t = \frac{(1 - \theta_2 B^2)(1 - \phi_1 B^{12})}{(1 - B^{12})(1 - B^1)} a_t$$

Para o modelo 1 foi ajustado um modelo de médias móveis incompleto, ou seja, como a estimativa do parâmetro θ_1 não foi significativa, ele foi retirado do modelo. Os parâmetros foram $\theta_2 = 0,29059$, com um erro padrão de 0,09592 e $\phi_1 = 0,66572$ com um erro padrão de 0,07617.

Após a estimação do modelo, faz-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os erros devem ser normais e independentes, constituindo um ruído branco, o qual é identificado pelo teste de Box e Pierce pela estatística de χ^2 que, segundo Kassouf (1988) é baseado nos 25 "lags" da autocorrelação. Como $Q = 34,13$ e $\chi^2_{23} = 35,17$, tem-se $Q < \chi^2_{23}$, em que Q é obtido do gráfico da função de autocorrelação do resíduo do modelo (Figura 6). Portanto, a_t é um ruído branco.

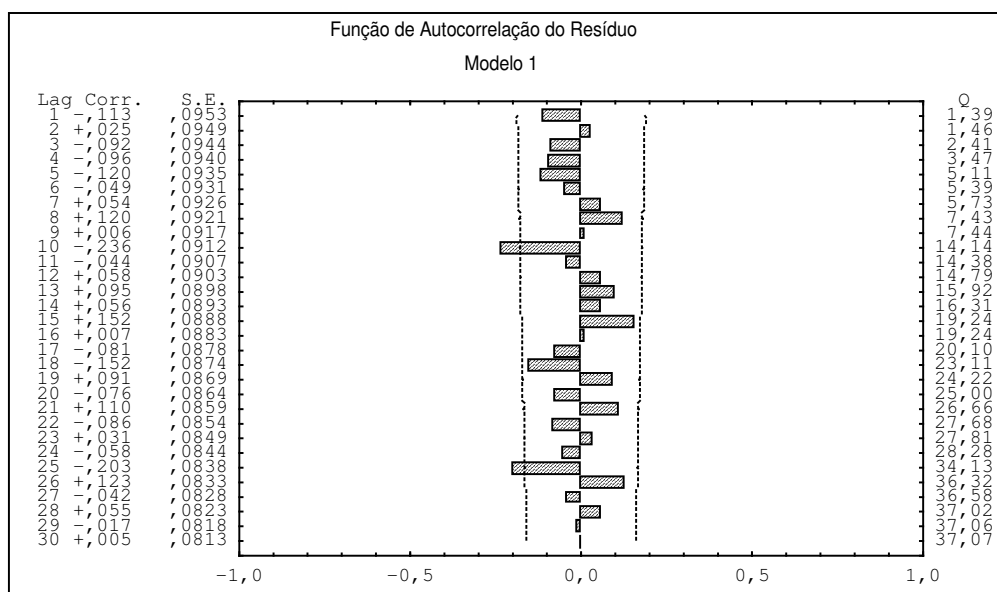


FIGURA 6. Gráfico da função de autocorrelação do resíduo ajustado da série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997.

Fonte: Dados do trabalho.

Apesar de o modelo estar bem ajustado, isto é, o resíduo ser um ruído branco, pode-se observar na função de autocorrelação (Figura 6) componentes sazonais significativos nos "lags" 10 e 25, provavelmente influenciados pelos "lags" 12 e 24 e/ou ciclos de 60 meses.

Modelo 2: Modelo de Intervenção com erro SARIMA

A intervenção é verificada na série estacionária (Figura.5). Desta forma, a presença da tendência não levará a conclusões erradas e assim avalia-se a existência de algum pico ou mudança de nível para que se possa acrescentar os parâmetros relacionados no modelo, controlando a intervenção.

Foram detectadas duas intervenções em pontos diferentes no decorrer da série, que podem ser testadas pelo teste t de Student juntamente com os parâmetros do modelo (Tabela.1).

Os pontos que constituem a intervenção são dois: as observações 31 e 82 referentes aos meses julho/1990 e outubro/1994, respectivamente, ambas abruptas temporárias. A explicação para a intervenção no mês de julho de 1990 foi referente ao plano Cruzado Novo. A segunda intervenção detectada, para o mês de outubro de 1994, foi devido às mudanças ocorridas com o plano Real.

Devido aos fatos, será ajustado outro modelo incorporando as intervenções.

SARIMA(0,1,2)x(0,1,1)₁₂

$$Y_t = \omega_1 X_{1,t} + \omega_2 X_{2,t} + \frac{(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \phi_1 B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})}$$

$\chi^2_{20} = 35,17$; $Q < \chi^2_{20}$, sendo Q obtido do gráfico da função de autocorrelação do resíduo (Figura 7). As estimativas para os parâmetros do modelo estão apresentadas na Tabela.1.

Pelo teste de Box e Pierce verificou-se que o resíduo é um ruído branco, pois $Q = 30,66$ e

TABELA 1. Estimativas dos parâmetros do modelo 2 ajustado para série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997 e os ω 's do instante de intervenção relacionado e o Teste t de Student.

Parâmetro	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p
θ_1	0,219755	0,097733	2,248533	0,026737
θ_2	0,368297	0,097567	3,774830	0,000272
ϕ_1	0,609535	0,107114	5,690499	0,000000
ω_1	8,518337	2,988309	2,850554	0,005301
ω_2	9,646499	2,993823	3,222134	0,001718

Fonte: Dados do Trabalho.

Pela Figura 7 pode-se verificar, assim como para o modelo 1, (Figura 6) que os “lags” múltiplos de 12 ainda apresentam correlação significativa.

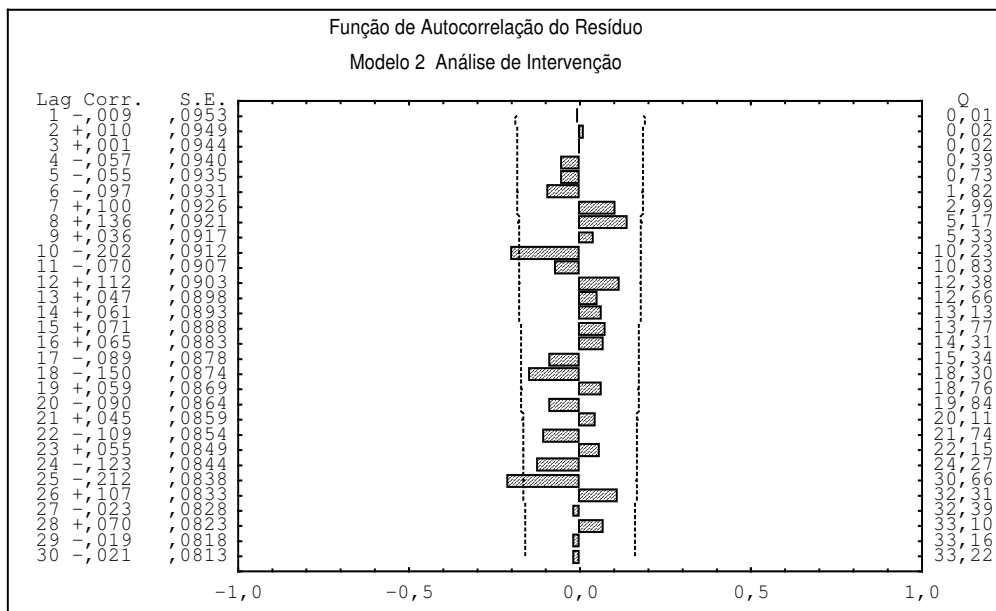


FIGURA.7 Gráfico da função de autocorrelação do resíduo para o modelo 2 ajustado para a série de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, no período de 1988 a 1997.

Fonte: Dados do Trabalho.

3.1 Previsão

Para a escolha do melhor modelo foram feitas previsões para o ano de 1998, utilizando-se os modelos 1 e 2.

A Tabela 2 apresenta os dados reais (ano de 1998) e os valores preditos, juntamente com o

erro padrão correspondente para cada modelo ajustado.

O método empregado para a escolha do melhor modelo foi o EQM (erro quadrático médio)

de previsão, que indica qual destes apresenta menor erro de estimação e, assim, melhor ajuste.

Os valores das previsões, assim como os respectivos erros padrão para o ano de 1999, estão na Tabela 2.

TABELA 2. Valores reais de preço da arroba do boi gordo do estado de São Paulo de 1988 a 1997 e preditos para o ano de 1998.

	Real	Previsão	
		Modelo 1	Modelo 2
Janeiro/1998	24,11	24,6555 (3,76)	24,6368 (3,49)
Fevereiro/1998	23,95	24,2047 (5,31)	24,3448 (4,43)
Março/1998	24,25	23,9343 (5,94)	24,2253 (4,66)
Abril/1998	24,10	23,6831 (6,51)	24,1214 (4,88)
Maio/1998	23,08	22,2614 (7,04)	22,7878 (5,08)
Junho/1998	23,38	23,2836 (7,53)	23,6859 (5,28)
Julho/1998	23,68	24,9822 (7,98)	25,3462 (5,48)
Agosto/1998	23,90	25,2342 (8,42)	25,5252 (5,66)
Setembro/1998	25,40	25,4836 (8,83)	25,7919 (5,84)
Outubro/1998	23,56	26,9010 (9,22)	26,4305 (6,02)
Novembro/1998	24,30	25,6963 (9,60)	25,3961 (6,19)
DEZEMBRO/1998	23,64	24,8630 (9,97)	24,8922 (6,35)
		EQM	
		19,40578	17,19352

Fonte: Dados do Trabalho.

Pelo gráfico das previsões (Figura 8), pode-se visualizar que as mesmas foram boas para o primeiro semestre do ano de 1998. Para os meses de julho, agosto e outubro, pode ser observada uma mudança na série, que não foi captada pelos dois modelos, talvez sendo

específico deste ano (alguma intervenção), pois a partir do mês de novembro os dados reais e preditos apresentam o mesmo comportamento.

A previsão do ano de 1999 foi feita com base no modelo com intervenção por apresentar o menor EQM de previsão (Tabela 3).

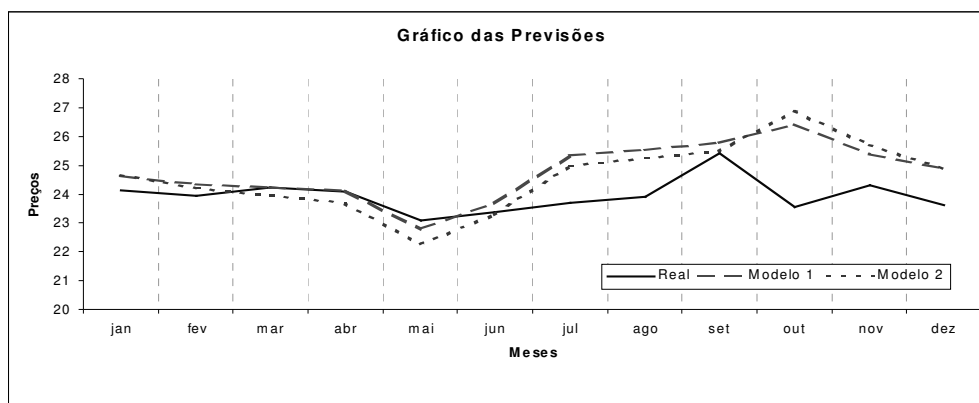


FIGURA 8. Gráfico da projeção de preços dos modelos propostos e de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo do ano de 1998, como forma de comparação.

Fonte: Dados do Trabalho.

TABELA 3. Previsão de preço da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, em dólares, para o ano de 1999.

Meses	Previsão	Erro-padrão
Janeiro/1999	22,75189	3,320571

Fevereiro/1999	23,23446	4,199352
Março/1999	23,27876	4,414871
Abril/1999	23,15751	4,620349
Maió/1999	21,94630	4,817069
Junho/1999	22,61656	5,006064
Julho/1999	23,74818	5,188180
Agosto/1999	23,94781	5,364116
Setembro/1999	24,69474	5,534462
Outubro/1999	24,35938	5,699720
Novembro/1999	24,01742	5,860319
Dezembro/1999	23,45130	6,016632

Fonte: Dados do trabalho.

4 CONCLUSÃO

Os modelos de séries temporais no domínio do tempo podem ser empregados para ajuste da série do preço da arroba do boi gordo e, conseqüentemente, para previsão de valores futuros. Observou-se que, em séries econômicas, ao incorporar o efeito da intervenção no modelo, obteve-se melhores previsões. É importante observar que, ao trabalhar com séries econômicas, as previsões a longo prazo podem diferir dos valores reais devidos a fatos não previstos que possam ocorrer no período. Este fato pode ser observado na previsão para os meses de agosto a outubro de 1998.

Tendo escolhido o modelo que forneceu a “melhor” previsão, pôde-se fazer previsões para o ano de 1999, tendo sempre em mente a possibilidade de fatos não esperados como, por exemplo, a seca que assolou o país em 1999 e que possivelmente afetou o preço da arroba do boi gordo, bem como a desvalorização do Real.

5 AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a ajuda financeira recebida da FAPEMIG e aos consultores pelas sugestões feitas na versão original deste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

COUTO, M.T. **Modelos estruturais de séries temporais: o caso dos preços na bovinocultura de corte do Estado de São Paulo.** Piracicaba:

ESALQ/USP, 1996. 96p. (Dissertação de Mestrado em Economia Agrária).

KASSOUF, A.L. **Previsões de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo.** Piracicaba: ESALQ/USP, 1988. 102p.

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Previsões de Séries Temporais.** São Paulo, Atual, 1987. 436p.

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Séries Temporais.** São Paulo, Atual, 1986. 136p.

PINO, F.A. **Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola.** São Paulo: USP, 1980. 253p. (Dissertação de Mestrado em Estatística).

NOTICIÁRIO TORTUGA. **Preço do boi gordo.** São Paulo, N.4 e 5, n.409 e 410, p.3, jan./mar. 1999.

PRIESTLEY, M.B. **Spectral analysis and time series.** 6 ed. New York: Academic Press, 1989. 890p.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAT® user's guide statistics,** 6.ed. SAS Institute, Inc. Cary, N. C.,1998.

STATISTICA for Windows, **STATISTICA®** Realese 5, Copyright Stat Soft, Inc. 1984-1995.