

MODELAGEM BOX-JENKINS (ARIMA) PARA GESTÃO DE RISCO DE PREÇO NA PECUÁRIA DE CORTE DO ESTADO DO PARANÁ

João Batista Padilha Jr.¹

Paulo Rossi Jr.²

Gustavo Schnekenberg³

Heitor Silva Fam⁴

Bárbara Mazetti Nascimento⁵

Gustavo Henrique Pedroso Santos⁶

Rafael Felice Fan Chen⁷

¹ Engenheiro Agrônomo, Dr., Prof. Associado do Departamento de Economia Rural e Extensão / UFPR, Coordenador do CIA/UFPR (lapboy@ufpr.br) e Vice-Diretor do Setor de Ciências Agrárias da UFPR.

² Zootecnista, Dr., Prof. Associado do Departamento de Zootecnia / UFPR, Coordenador do CIA/UFPR.

³ Graduando dos cursos de Agronomia da UFPR e Ciências Econômicas da FAE Business School. Integrante do CIA/UFPR.

⁴ Graduando do curso de Agronomia da UFPR. Integrante do CIA/UFPR.

⁵ Graduanda dos cursos de Medicina Veterinária da UFPR e Tecnologia em análise e desenvolvimento de sistemas do Centro Tecnológico Positivo. Integrante do CIA/UFPR.

⁶ Zootecnista. Graduando em Ciências Econômicas da FAE Business School.

⁷ Zootecnista. Mestre em Ciências Veterinárias.

Resumo: A pecuária de corte é uma das explorações agropecuárias mais significativas para a economia paranaense, tanto na geração de renda e emprego, como na pauta de exportações. Em parâmetro nacional, o Estado do Paraná ocupa a décimo posição em tamanho do rebanho bovino. Desta forma, buscou-se ajustar um modelo de previsão Box-Jenkins (ARIMA) para a série temporal estacionária do indicador de preços do boi gordo (LAPBOV/UFPR) para o Estado do Paraná, auxiliando os setores envolvidos com a pecuária de corte a obterem um referencial de preços futuros que permita a gestão eficiente de risco de mercado. Com base nos critérios estatísticos definidos, selecionou-se o modelo ARIMA (0,1,36) como o mais adequado. Numa previsão de sete dias, a diferença entre os valores reais observados e os valores estimados pelo modelo resultaram em uma diferença média de 1,4%.

Palavras-chave: boi gordo, ARIMA, LAPBOV.

MODELLING BOX-JENKINS (ARIMA) FOR RISK PRICE MANAGEMENT IN PARANA STATE LIVESTOCK

Abstract: Beef cattle is one of the most significant agricultural exploitations for the Paraná State economy, both in the generation of income and employment, as in exports. In national parameter, Paraná State occupies the tenth position in size of the cattle herd. Therefore, we sought to fit a model predictive Box-Jenkins (ARIMA) for stationary time series of beef cattle prices (LAPBOV/UFPR) for Paraná State, helping industries involved with beef cattle to gain a benchmark future prices that allow efficient management of market risks. Based on the statistical criteria defined, the model ARIMA (0,1,36) was selected as the most suitable. In a forecast of seven days, the difference between the actual and the predicted values estimated by the model resulted in a mean difference of 1.4%.

Key words: beef cattle, ARIMA, LAPBOV.

MODELAGEM BOX-JENKINS (ARIMA) PARA GESTÃO DE RISCO DE PREÇO NA PECUÁRIA DE CORTE DO ESTADO DO PARANÁ

INTRODUÇÃO

A pecuária de corte é hoje uma das explorações agropecuárias mais significativas para a economia paranaense, tanto na geração de renda, como na pauta de exportações. Em parâmetro nacional, o Estado do Paraná ocupa o décimo lugar em tamanho do rebanho bovino, com a representatividade de 8,4 milhões de cabeças (ANUALPEC 2013). Mesmo com toda essa importância, verifica-se uma grande heterogeneidade de raças, de sistemas de criação, de formas de manejo, de condições sanitárias e formas de comercialização. Constatam-se também sérios problemas de falta de coordenação do complexo agroindustrial, frente a outras cadeias do agronegócio paranaense, com baixa integração entre todos os níveis do sistema. Mais recentemente, os pecuaristas têm procurado melhorar o processo administrativo da atividade via a incorporação de ferramentas de gestão que lhes permitam melhorar a eficiência produtiva, com busca de escala e menores custos de produção.

Segundo Padilha Junior (2007), dentro da visão sistêmica do agronegócio, além de todos os problemas estruturais já citados, existe também o fenômeno da "dupla pressão", que é característico do sistema de mercado competitivo onde a pecuária de corte está inserida. Desta forma, os setores localizados "antes da porteira" (oligopólios) e "depois da porteira" (oligopsônios) pressionam o produtor, fazendo-o ficar refém deste processo. Na competição pura ou perfeita, nenhum vendedor ou comprador, por mais participação que tenha neste mercado, não consegue determinar os preços de forma significativa, caracterizando desta forma os pecuaristas como "tomadores de preço".

No mercado competitivo da pecuária de corte paranaense, obter informações sobre o comportamento futuro dos preços proporciona uma vantagem negocial ao pecuarista. Este conhecimento permite uma eficiente gestão financeira do risco de mercado, auxiliando também todo o processo de tomada de decisão, administração de custos e definição das melhores estratégias de comercialização. No complexo agroindustrial da pecuária de corte, a antecipação da informação de preços gera um conjunto de benefícios para o mercado.

Desta forma, o propósito deste trabalho é o de ajustar um modelo de previsão Box-Jenkins (ARIMA) para a série temporal estacionária do indicador de preços do boi gordo (LAPBOV/UFPR) para o Estado do Paraná, auxiliando os setores envolvidos com a pecuária de corte a obterem um referencial de preços futuros que permita a gestão eficiente de risco de mercado.

MATERIAIS E MÉTODOS

Modelos Univariados de Série de Tempo

Segundo Matos (2000), modelos univariados são aqueles em que os valores correntes de uma série de tempo são relacionados apenas com seus próprios valores passados ou com os valores correntes e passados dos resíduos da série temporal. Estes tipos de modelos não se preocupam com as variáveis independentes, apenas com o estudo da evolução no tempo e da elaboração de uma função, na qual a variável dependente aparece em função dela mesma, regredida no tempo e ou com os termos de erros, também defasados. São modelados

com especificações desse tipo os processos auto-regressivos (AR), de médias móveis (MA), auto-regressivos e de médias móveis (ARMA), assim como os processos integrados mistos (ARIMA). O objetivo principal destes tipos de modelos é a previsão de curto prazo.

De acordo com Bertolo (2009), os modelos de previsão Box-Jenkins ou Métodos de Previsão ARIMA são baseados em conceitos estatísticos que permitem a modelagem de um amplo espectro de comportamentos de séries temporais. O objetivo principal deste método de auto-projeção para previsão futura de séries temporais consiste na busca de um modelo econométrico apropriado para que os resíduos do processo sejam minimizados e que não apresentem padrões.

Modelos Auto-Regressivos (AR)

Para Matos (2000), os modelos auto-regressivos (AR) representam um subconjunto dos modelos ARMA. Um modelo AR se parece com uma regressão linear onde as variáveis independentes são simplesmente os valores defasados no tempo da variável dependente. Neles, os valores correntes de uma série Y_t dependem apenas da função linear de seus valores passados e dos erros aleatórios. Matematicamente, tal modelo definido por AR(p) tem a seguinte expressão geral:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \alpha_p \cdot Y_{t-p} + e_t \quad (1)$$

onde p indica o número de defasagens (lags ou atrasos) de Y_t , e_t é o resíduo ou erro aleatório não autocorrelacionado e normalmente distribuído e $\alpha(t)$ é o coeficiente auto-regressivo de cada defasagem. A forma mais simples de especificação de um processo auto-regressivo contém apenas uma defasagem, ou seja, $p=1$. O número ótimo de defasagens p deve ser feito com base na análise da função de autocorrelação parcial (FACP). Os critérios de informação de Akaike e de Schwarz também auxiliam este processo.

Modelos de Médias Móveis (MA)

De acordo com Matos (2000), no processo de médias móveis (moving average), os valores da série Y_t resultam de uma soma ponderada dos valores mais recentes dos erros aleatórios. Assim, o modelo de médias móveis consiste em expressar os valores correntes da série Y_t como uma função linear dos valores passados dos erros aleatórios não correlacionados até um número finito de defasagens. Tal modelo com q defasagens determináveis com base nas funções de autocorrelação simples (FACS) ou pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz, simbolizado por MA(q) pode ser expresso pela seguinte expressão geral:

$$Y_t = \beta_0 + e_t + \beta_1 \cdot e_{t-1} + \beta_2 \cdot e_{t-2} + \dots + \beta_q \cdot e_{t-q} \quad (2)$$

onde e_t são os erros aleatórios não correlacionados, não observáveis, com média zero e variância constante e $\beta(q)$ é o coeficiente da média móvel.

Modelos Auto-Regressivos e de Médias Móveis (ARMA)

Segundo Matos (2000), a combinação dos modelos auto-regressivos (AR) e de médias móveis (MA) resulta no modelo denominado ARMA. Assim, tratando-se de uma série

temporal Y_t e considerando-se suas primeiras diferenças $y_t = Y_t - Y_{t-1}$, p defasagens para essa variável e q , para os erros aleatórios, tem-se o modelo ARMA (p, q):

$$y_t = \eta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \dots + \beta_q e_{t-q} \quad (3)$$

Modelos Auto-Regressivos Integrados e de Médias Móveis (ARIMA)

Ainda de acordo com Matos (2000), a maioria das séries temporais são não estacionárias. No entanto, rigorosamente falando, uma série temporal utilizada na estimação de um modelo univariado deve ser estacionária ou possa ser transformada para que os resultados obtidos não apresentem problemas de espuriedade, isto é, sem significado econômico. Tal espuriedade é caracterizada por elevados valores das estatísticas t , F e R^2 , além de baixos níveis da estatística DW de Durbin-Watson, indicando forte correlação serial. Assim, um processo é estacionário se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo. Além disso, o valor da covariância entre dois períodos de tempo decrescer em função do número de defasagens que separa as observações e não do período de tempo t associado aos valores da série. Pode-se transformar uma série para estacionária através do cálculo de diferenças tomadas d vezes a partir de seus valores originais. Nesse caso, definimos aqui primeiras diferenças (d) como $y_t = Y_t - Y_{t-1}$. Assim, quando se torna estacionária por diferenciação, diz-se que a série é integrada de ordem d , isto é $I(d)$.

Um modelo ARMA estimado com base em uma série integrada de ordem d é denominado de modelo ARIMA. Genericamente este tipo de modelo costuma ser indicado por ARIMA (p, d, q), onde p refere-se ao número de defasagens da série, d é a ordem de integração e q é o número de defasagens dos erros aleatórios. Um modelo AR(2), por exemplo, pode ser descrito por essa notação como sendo ARIMA(2,0,0). A determinação das ordens p e q de um modelo ARIMA, por ser combinação dos processos AR e MA podem ser obtidos com base em funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FACS). Na especificação dos modelos ARIMA de uma série estacionária e na previsão de valores futuros, utilizou-se os procedimentos sugeridos por Box e Jenkins (1976), cujas etapas são as seguintes:

- a) Identificação - Determina-se os valores apropriados de p , d e q . Procede-se a análise de um correlograma e das funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FACS), determinando a ordem apropriada dos componentes AR e MA.
- b) Estimação - Uma vez escolhidos os valores mais apropriados para p , d e q , estima-se o modelo por método apropriado.
- c) Diagnóstico de verificação - Consiste em se verificar se o modelo estimado ajusta-se adequadamente à série ou não e se os resíduos calculados apresentam ou não problemas de autocorrelação. Se a autocorrelação estiver presente e não houver heterocedasticidade, redefinem-se novos valores p , d e q até estimativa adequada. Os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) ajudam neste diagnóstico.
- d) Previsão - O modelo ARIMA estimado pode ser utilizado nas previsões. Assim, denotando-se por $t = 1, 2, \dots, n$ as observações de uma variável Y_t qualquer, torna-se possível calcular previsões de Y_t para três períodos seguintes, desde que sejam conhecidos os dois últimos, Y_{t-1} e Y_t .

Referencial Analítico e Testes Estatísticos

Para a identificação do modelo, ou seja, para a determinação das ordens p (parte auto-regressiva), d (quantidade de diferenciação) e q (parte dos termos de erros defasados – média móvel) gerou-se correlogramas pela utilização do pacote estatístico Eviews 7.0. Com as funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FACS) calculadas, determinou-se a ordem apropriada dos componentes AR e MA. Para a determinação da presença ou não de raiz unitária (série não estacionária) utilizou-se o teste ampliado de Dickey-Fuller (DFA) e, para determinação dos números ótimos de defasagens das p diferenças a considerar, utilizou-se os critérios de informação da Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC). Foi necessário realizar tratamento estatístico para a remoção de influências externas, como inflação. Assim, a série foi deflacionada pelo índice geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI) da FGV.

A estimação do modelo foi feita com a utilização pacote estatístico Eviews 7.0, valendo-se do método de estimação do ajustamento por mínimos quadrados ordinários. Utilizou-se a estatística t de Student para verificar os coeficientes estimados para 5% de significância. Como diagnóstico de verificação para mostrar que o modelo realmente reflete a série temporal real, utilizou-se o valor do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), o valor de erro padrão do erro médio (SE $\bar{e}$), os critérios de informação da Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) e a estatística de Durbin-Watson DW) para detectar presença de autocorrelação nos resíduos.

Procedeu-se também uma análise diagnóstica para verificar se o resíduos são estatisticamente independentes, pelo cálculo de um correlograma dos resíduos das séries e verificação pela estatística Q (Box-Pierce e Ljung) e Teste de Breusch-Godfrey-Bertolo com aproximação da distribuição qui-quadrada até pelo menos a 20 defasagem (Q_{20}) seja maior do que 0,05, ou seja, $P_i > 0,05$ ($i = 1, \dots, 20$).

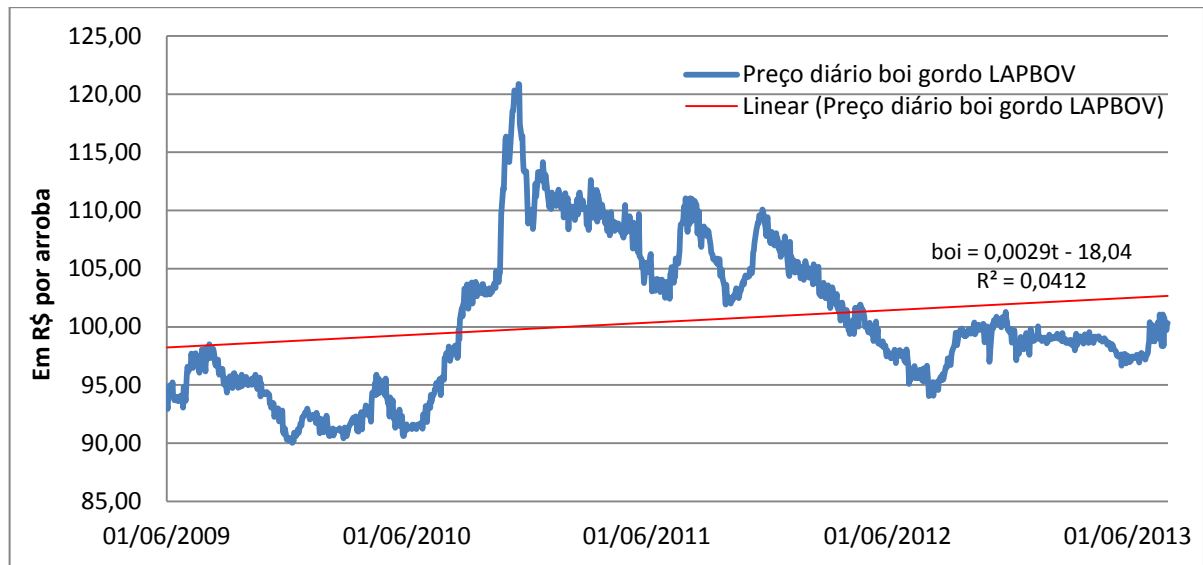
Fonte de Dados

Os dados utilizados neste estudo são séries temporais univariadas de 4 anos de preços diários da cotação da arroba do boi gordo Paraná calculado pelo LAPBOV/UFPR (Laboratório de Pesquisas em Bovinocultura da UFPR), que cobrem o período de junho de 2009 a julho de 2013, totalizando 1052 observações. Os preços nominais das séries temporais foram deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV) para a base julho/2013, convertendo-os em preços reais, que foram então utilizados nas estimações Box-Jenkins.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A trajetória ou comportamento dos preços diários reais da arroba do boi gordo, calculados pelo LAPBOV/UFPR, fornece algumas informações sobre a estacionariedade da série univariada. Analisando a figura 1, verifica-se que associada a série de preços do boi gordo existe uma tendência com características de passeio aleatório, com mudanças mais acentuadas nos anos de 2010, 2011 e 2012. Tratam-se de mudanças não previsíveis, causadas por fatores exógenos associados tanto a demanda quanto a oferta. Por outro lado, não é possível afirmar que a média e a variância dos preços foram uniformes ao longo do período de análise. Isto sugere então que a série de preços é não estacionária. Para confirmação

estatística, utilizou-se o teste ampliado de Dickey-Fuller (DFA), testando-se a hipótese H_0 : presença de raiz unitária contra H_1 : ausência de raiz unitária ou série estacionária.



Fonte: LAPBOV/UFPR (2013), calculados no EVIEWS.
Figura 1 - Preços diários reais da arroba do boi gordo no Estado do Paraná - Indicador LAPBOV/UFPR, 2009/2013, deflacionado pelo IGP-DI da FGV, base 100 = julho/2013.

Na tabela 1, é possível verificar que a série original de preços diários reais da arroba do boi gordo no Estado do Paraná é não estacionária, o que sugere a aplicação de algum método para ajustá-la antes de modelá-la pelo método ARIMA.

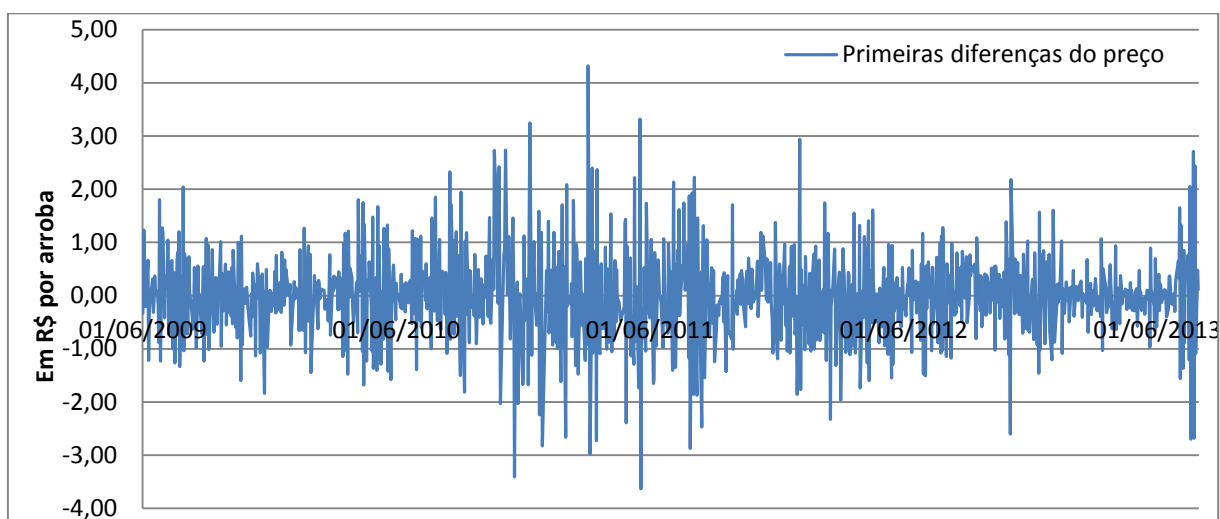
Tabela 1 - Teste da raiz unitária da série diária com de preços reais da arroba do boi gordo.
Null Hypothesis:PREÇO_DIÁRIO_BOI_LAPBOV has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Probabilidade*
Augmented Dickey-Fuller test statistic.....	0.085274	0.7096
Test critical values:		
1% level	-2.567177	
5% level	-1.941126	
10% level	-1.616495	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Fonte: Dados da Pesquisa.

Desta forma, uma série temporal não estacionária pode ser transformada em estacionária através do cálculo de diferenças tomadas d vezes a partir de seus valores originais. Neste caso, utilizou-se as primeiras diferenças. Na figura 2, pode-se observar que em relação às primeiras diferenças, não se observa nitidamente nenhuma tendência. Além disso, as médias e as variâncias entre os períodos de tempo, conquanto não sejam uniformes, apresentam um padrão menos irregular do que aqueles observados na série original. Logo, é aceitável dizer que a série diferenciada está mais próxima da estacionariedade do que a série original. Para confirmação estatística, utilizou-se novamente o teste ampliado de Dickey-Fuller (DFA), testando-se a hipótese H_0 : presença de raiz unitária contra H_1 : ausência de raiz

unitária ou série estacionária. Neste caso, desconsiderou-se a tendência e a constante por serem não significativas estatisticamente.



Fonte: LAPBOV/UFPR (2013)

Figura 2 - Primeiras diferenças dos preços reais da arroba do boi gordo no Estado do Paraná - Indicador LAPBOV/UFPR, 2009/2013, deflacionado pelo IGP-DI da FGV, base 100 = julho/2013.

Na tabela 2, é possível verificar que a série diferenciada de preços diários reais da arroba do boi gordo no Estado do Paraná é estatisticamente estacionária a 1%, 5% e 10% de probabilidade. O teste ampliado de Dickey-Fuller (DFA) indica rejeitar hipótese H_0 : presença de raiz unitária em favor de H_1 : ausência de raiz unitária (série estacionária).

Tabela 2 - Teste da raiz unitária da série diferenciada (primeiras diferenças) dos preços diários reais da arroba do boi gordo.

Null Hypothesis: PREÇO_DIFERENCIADO_BOI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Probabilidade*
Augmented Dickey-Fuller test statistic.....	-11.02352	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.567177	
5% level	-1.941126	
10% level	-1.616495	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Com a série diária dos preços do boi gordo estando estacionária, determinou-se a classe e a ordem do modelo, ou seja, se ele é um modelo AR, MA ou ARMA, além de quantos coeficientes AR e MA (p e q) são apropriados. A análise das funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FACS) fornecem indícios para estas questões. Os valores das funções de autocorrelação (FAC) flutuam no intervalo entre -1 e +1 (se a série for estacionária), e, calculados na série temporal com diferentes defasagens, medem a significância das correlações entre as observações presentes e as observações

passadas, e determinam quanto se deve regredir no tempo. Ambas as funções de autocorrelação analisadas foram calculadas pelo programa Eviews.

Do diagnóstico do correlograma das primeiras diferenças e da análise das funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FACS), definiu-se um modelo ARMA. Os pontos que excedem o intervalo de confiança na função de autocorrelação simples (FACS) nos darão a ordem p do processo AR, enquanto os valores excedentes no intervalo de confiança da função de autocorrelação parcial (FACP) nos darão a ordem q do processo MA.

Picos significativos na função de autocorrelação parcial foram observados nas defasagens 1, 2, 3, 5, 6, 9, 17, 18, 19, 32 e 35, indicando um modelo AR(35). Comportamento similar na função de autocorrelação simples indicaram picos significativos nas defasagens 1, 3, 4, 5, 9, 30, 32, 35 e 36, indicando um modelo MA(36), conforme pode ser observado na tabela 3. Pode-se constatar que muitos coeficientes não são estatisticamente significativos no teste t, devendo então serem retirados do modelo para obtenção do ajustamento ideal.

Tabela 3 - Resultados da regressão ARIMA (35,1,36) para a variável dependente preço diário do boi gordo LAPBOV com primeiras diferenças.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Probabilidade
C	0,004316	0,018224	0,236817	0,8128
AR(1)	-0,418771	0,175300	-2,388880	0,0171
AR(2)	-0,128102	0,078179	-1,638573	0,1016
AR(3)	0,330329	0,159419	2,072073	0,0385
AR(5)	0,054378	0,111574	0,487375	0,6261
AR(6)	0,013347	0,063583	0,209920	0,8338
AR(9)	-0,073523	0,072065	-1,020234	0,3079
AR(17)	-0,064410	0,032406	-1,987630	0,0471
AR(18)	-0,076175	0,034697	-2,195423	0,0284
AR(19)	-0,076177	0,031442	-2,422808	0,0156
AR(32)	0,053555	0,066262	0,808226	0,4192
AR(35)	-0,079012	0,096468	-0,819048	0,4130
MA(1)	-0,001863	0,173676	-0,010725	0,9914
MA(3)	-0,244387	0,156175	-1,564828	0,1179
MA(4)	0,166124	0,075788	2,191967	0,0286
MA(5)	0,082455	0,109526	0,752831	0,4517
MA(9)	0,168804	0,080202	2,104734	0,0356
MA(30)	0,021814	0,031182	0,699557	0,4844
MA(32)	-0,163942	0,069812	-2,348338	0,0191
MA(35)	0,148777	0,104102	1,429143	0,1533
MA(36)	-0,085837	0,051862	-1,655110	0,0982
R-squared..... 0,200173				
Adjusted R-squared..... 0,184096				
S.E. of regression..... 0,778753				
Sum squared resid..... 603,4236				
Log likelihood..... -1176,969				
F-statistic..... 12,45097				
Prob(F-statistic)..... 0,000000				
Mean dependent var..... 0,003504				
S.D. dependent var..... 0,862145				
Akaike info criterion..... 2,358207				
Schwarz criterion..... 2,459974				
Hannan-Quinn criter..... 2,396856				
Durbin-Watson stat..... 2,001193				

Fonte: : Dados da Pesquisa.

O teste de Breusch-Godfrey-Bertolo, que considera a possibilidade de erros do tipo ARMA (p,q) foi utilizado para verificação da presença de autocorrelação nos resíduos seriais. Conforme resultados da Tabela 4, observa-se que o valor da probabilidade de Obs*R-squared

é maior que 10%, indicando nesse caso que deve-se aceitar hipótese nula (H_0) de que todos coeficientes autorregressivos são simultaneamente iguais a zero, indicando que não existe autocorrelação nos resíduos.

Tabela 4 - -Teste de Breusch-Godfrey para o modelo ARIMA(35,1,36)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic.....	0,552029	Prob. F(2,993).....	0,5760
Obs*R-squared.....	1,128076	Prob. Chi-Square(2).....	0,5689

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise de estacionaridade dos resíduos para o modelo ARIMA(35,1,36) é apresentada na Tabela 5. Conforme pode-se verificar, segundo o teste ampliado de Dickey-Fuller, conclui-se pela estacionaridade dos resíduos, pelo fato da estatística calculada de Dickey-Fuller ser superior valores críticos tabelados.

Tabela 5 - Teste da raiz unitária para os resíduos do modelo ARIMA(35,1,36)

Null Hypothesis: RESIDUO_ARIMA(35,1,36) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Probabilidade*
Augmented Dickey-Fuller test statistic.....	-31.89324	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.567242	
5% level	-1.941135	
10% level	-1.616489	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Dados da pesquisa.

No processo de modelagem e escolha dos modelos ARIMA, não existe apenas uma abordagem, devemos testar vários modelos diferentes e proceder a escolha do mais adequado com base em alguns parâmetros como: um elevado valor do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado); o mais baixo valor do desvio padrão do erro médio ($SE\bar{e}$); os menores valores dos critérios de informação da Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) e a estatística de Durbin-Watson DW) aproximadamente igual a dois. Desta forma, após várias simulações, obteve-se o seguinte conjunto de modelos ARIMA que são apresentados na tabela 6.

Tabela 6 - Modelos estimados e critérios utilizados para a definição do melhor modelo.

Modelo ARIMA	R^2 ajustado	AIC	BIC	$SE\bar{e}$	DW
(1,1,0)	0,1276	2,3983	2,4030	0,8023	2,0884
(0,1,1)	0,1311	2,3934	2,3981	0,8003	2,0729
(3,1,3)	0,1527	2,3712	2,3901	0,7903	2,0039
(35,1,0)	0,1790	2,3517	2,3905	0,7811	2,0024
(19,1,35)	0,1815	2,3473	2,3952	0,7787	2,0053
(35,1,32)	0,1854	2,3430	2,3769	0,7781	2,0497
(35,1,35)	0,1874	2,3415	2,3803	0,7771	2,0242
(0,1,36)	0,1822	2,3395	2,3772	0,7765	2,0191

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base nos critérios definidos anteriormente, selecionou-se o modelo ARIMA (0,1,36) como o modelo mais adequado para representar o comportamento dos preços diários do boi gordo no Paraná calculados pelo LAPBOV/UFPR. Na tabela 7, apresenta-se as variáveis componentes bem como suas estatísticas.

Tabela 7 - Resultados da regressão ARIMA (0,1,36) para a variável dependente preço diário do boi gordo LAPBOV com primeiras diferenças.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Probabilidade
MA(1)	-0,414436	0,026300	-15,75809	0,0000
MA(3)	0,127315	0,027587	4,615050	0,0000
MA(5)	0,110068	0,025765	4,272013	0,0000
MA(9)	0,103782	0,024574	4,223314	0,0000
MA(17)	-0,098667	0,026358	-3,743408	0,0002
MA(32)	-0,087549	0,025406	-3,446032	0,0006
MA(35)	0,065382	0,030161	2,167778	0,0304
MA(36)	-0,073477	0,029534	-2,487867	0,0130

R-squared.....	0,187664	Mean dependent var.....	0,006681
Adjusted R-squared.....	0,182212	S,D, dependent var.....	0,858663
S,E, of regression.....	0,776503	Akaike info criterion.....	2,339551
Sum squared resid.....	628,8844	Schwarz criterion.....	2,377286
Log likelihood.....	-1221,434	Hannan-Quinn criter.....	2,353858
Durbin-Watson stat.....	2,019127		

Fonte: Dados da pesquisa.

Uma forma alternativa ao teste de Breusch-Godfrey-Bertolo para a verificação da validade do modelo ARIMA é o teste de Durbin-Watson (DW), que também detecta a presença de autocorrelação nos resíduos de uma análise de regressão. Quando DW = 2,0 ele indica que não existe autocorrelação nos resíduos, desta forma, aceitamos o modelo e seguimos com a previsão.

A análise de estacionaridade dos resíduos para o modelo ARIMA(0,1,36) é apresentada na Tabela 8. Novamente, de acordo com o teste ampliado de Dickey-Fuller, conclui-se pela estacionaridade dos resíduos, pelo fato da estatística calculada de Dickey-Fuller ser superior aos valores críticos tabelados.

Tabela 8 - Teste da raiz unitária para os resíduos do modelo ARIMA(0,1,36)

Null Hypothesis: RESIDUO_ARIMA(0,1,36) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Probabilidade*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-32.82000	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.567166	
5% level	-1.941125	
10% level	-1.616496	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Dados da pesquisa.

Para a realização das previsões dos preços diários da arroba do boi gordo, utilizou-se a ferramenta Forecast do Eviews 7. Na Tabela 9, pode-se averiguar os preços observados e os

preços estimados, além da diferença percentual verificada entre os mesmos. Assim, percebe-se que o modelo selecionado obteve previsões adequadas aos valores observados.

Tabela 9 - Previsão do preço diário da arroba do boi gordo utilizando o modelo ARIMA(0,1,36) e a diferença percentual entre o preço observado e o estimado, no período de 1º a 9 de agosto de 2013.

Data	Preço Observado	Preço Estimado	Diferença%
01/08/2013	101,23	100,29	-0,92
02/08/2013	98,40	100,80	2,44
05/08/2013	100,32	101,20	0,88
06/08/2013	99,75	101,55	1,81
07/08/2013	100,30	101,70	1,39
08/08/2013	99,00	101,91	2,93
09/08/2013	100,87	102,19	1,32

Fonte: Dados da pesquisa estimados no EVIEWS.

No período de sete dias de estimativa a diferença entre os valores reais observados da arroba do boi gordo e os valores estimados pelo modelo resultaram em uma diferença média de 1,4%. Esse percentual médio pode ser considerado aceitável em modelos de previsão diários de preços que apresentam uma volatilidade mais elevada.

CONCLUSÃO

As informações obtidas neste trabalho permitem sugerir que as defasagens pré-determinadas, o número de termos e o peso de cada termo gerado no Modelo ARIMA (0,1,36) tiveram adequado poder de explicação sobre o comportamento dos preços diários da arroba do boi gordo no Paraná.

Observou-se na modelagem e nas simulações um melhor ajustamento da série univariada de preços diários do boi gordo aos processos de médias móveis (MA), que geralmente carregam um peso maior da média ponderada nos valores mais recentes do que nos valores atrasados mais distantes. Isto certamente corroborou para proceder uma previsão de tendência de elevação das cotações no período simulado.

A principal conclusão é a de que a metodologia de previsão de Box-Jenkins é muito ampla, flexível e altamente subjetiva, mas, também é uma importante ferramenta de gestão que pode auxiliar o processo de tomada de decisão e planejamento futuro. Entretanto, o ponto fundamental para um mercado competitivo como o da pecuária de corte é o de que uma antecipação de preços gera uma série de benefícios a todos os interessados neste agronegócio.

Os preços estimados pelo modelo ARIMA (0,1,36) ficaram dentro da média, desvio padrão e coeficiente de variação percentual esperados para os preços diários do boi gordo LAPBOV (R\$ 100,44, R\$ 6,29 por arroba e 6,3% respectivamente). Mesmo assim, a previsão não é uma ciência exata e nunca será efetiva neste processo.

Apesar da modelagem ARIMA apresentar um adequado poder de previsão de curto prazo, recomenda-se, em outros trabalhos de pesquisa, proceder à estimação utilizando outros modelos que não foram consideradas neste momento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANUALPEC, 2013. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: Informa Economics FNP, 2013. 400 p.

BERTOLO, L.A. **Técnicas de Previsão de Box-Jenkins - ARIMA**. Catanduva:IMES, 2009. 52p.

EIEWS. **EIEWS version 7**. Quantitative Micro Software: Irvine, CA, 2010.

LAPBOV. [Site oficial] **Séries históricas**. Disponível em: <<http://www.lapbov.com.br>>. Acesso em: julho de 2013.

MATOS, O.C. de. **Econometria Básica: teoria e aplicações**. 3 ed. rev. e ampl. São Paulo:Atlas, 2000.

MENDES, J.T.G; PADILHA JUNIOR, J.B. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007. 369 p.