

Análise do preço externo do compensado paranaense através da metodologia de Box & Jenkins

Parana's plywood external price analysis
using the Box & Jenkins methodology

Alexandre Nascimento de Almeida¹, Vanderlei Santos de Souza², Cristiane Eisfeld de Loyola²,
Maurício Vaz Lobo Bittencourt³ e João Carlos Garzel Leodoro da Silva⁴

Resumo

A tomada de decisão na indústria de compensado é realizada com base em uma série de informações, entre elas, destacam-se as expectativas do comportamento do preço internacional do produto. O presente trabalho procurou estimar um modelo para previsão do preço pago às exportações do compensado paranaense. O modelo foi estimado com base na metodologia Box e Jenkins (1976). A análise gráfica e os resultados estatísticos indicaram o modelo ARIMA (1,1,3) como o que melhor se ajustou à série de dados do preço externo do compensado. A previsão com base no modelo ajustado mostrou melhor eficiência no curto prazo.

Palavras-chave: Compensado, Exportações, Arima

Abstract

The decisions in the plywood industry are based on a series of information; among which especially the expected behavior of the product's international price. The present work tried to develop a model to forecast the market price of the plywood exports in Parana State. The model was estimated using the Box & Jenkins (1976) methodology. The graphic analysis and the statistical results indicated that the model ARIMA(1,1,3) gave the best adjustment for the data series of the international plywood price. The adjusted model for the forecast was more efficient in the short term.

Keywords: Plywood, Exports, Arima

INTRODUÇÃO

Com a globalização e crescente abertura de mercados, o Estado do Paraná passou a competir com indústrias de praticamente todos os países do mundo, obrigando as empresas locais a reavaliarem suas estratégias competitivas para a inserção de seus produtos no mercado externo.

A indústria de compensado tem grande importância econômica para o Paraná. Para se ter uma idéia, em 2004 o Estado respondeu por 45% da produção nacional. Desta produção, a maior parte é destinada ao mercado externo: em 2004 o Paraná exportou aproximadamente 90% da sua produção (ABIMCI, 2006; FAO, 2008 e SECEX, 2008).

A relevância do Estado no que diz respeito às exportações de compensado no cenário nacional é in-

discutível. Conforme a Secretaria de Comércio Exterior (SECEX, 2008) o Paraná respondeu por 63% do volume e 58% do valor exportado pelo Brasil.

Considerando a importância do mercado de compensado para o Estado, torna-se essencial a realização de estudos destinados à previsão do comportamento do preço deste produto, fornecendo assim informações complementares na tomada de decisão. Segundo Box e Jenkins (1976), as previsões com base em séries temporais podem fornecer base para: economia e planejamento de negócios; controle e otimização de processos industriais; e inventário e controle de produção.

Durante as décadas de 1960 e 1970 os modelos baseados em equações simultâneas dominaram a previsão econômica. Mas, nos últimos tempos, o glamour de tais previsões tem dimi-

¹Doutorando em Economia e Política Florestal da Universidade Federal do Paraná – Av. Prof. Lothário Meissner, 900 - Campus III - Jardim Botânico – Curitiba, PR - 80210-170 – E-mail: alexfloresta@pop.com.br

²Mestrando em Economia e Política Florestal da Universidade Federal do Paraná – Av. Prof. Lothário Meissner, 900 - Campus III - Jardim Botânico – Curitiba, PR - 80210-170 – E-mail: vanderwood06@yahoo.com.br; criseisfeld@hotmail.com

³Professor Doutor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná – Av. Prof. Lothário Meissner, 900 - Campus III - Jardim Botânico – Curitiba, PR - 80210-170 – E-mail: mbittencourt@ufpr.br

⁴Professor Doutor do Departamento de Economia Rural e Extensão da Universidade Federal do Paraná - Av. Prof. Lothário Meissner, 900 - Campus III - Jardim Botânico – Curitiba, PR - 80210-170 – E-mail: garzel@ufpr.br

nuído graças aos choques do petróleo de 1973 e 1979 e à crítica de Lucas (1976).

As críticas aos modelos de equações simultâneas abriram espaço para o surgimento de uma nova geração de ferramentas de previsão, entre estas, destaca-se a metodologia de Box e Jenkins (1976) e o surgimento dos modelos ARIMA.

A principal vantagem dos modelos ARIMA está em analisar as propriedades probabilísticas (ou estocásticas) de séries temporais econômicas em si mesmas. Nesses modelos a variável dependente pode ser explicada por valores passados (ou defasados) da própria variável e dos termos do erro estocástico. Por estas razões também é chamado de modelo atóxico, pois não pode ser derivado de nenhuma teoria econômica (GUJARATI, 2000).

Dois trabalhos relacionados com o mercado florestal utilizando a metodologia de Box e Jenkins (1976) foram os realizados por Silva e Silva (1996) e Oliveira *et al.* (1977).

Silva e Silva (1996) analisaram o comportamento temporal dos preços do carvão vegetal no Estado de Minas Gerais. Neste estudo realizaram uma comparação entre os modelos ARIMA com os modelos clássicos aditivos e multiplicativos. Oliveira *et al.* (1977) utilizaram os modelos ARIMA para a previsão do preço de madeira e de móveis.

Fora do contexto florestal a metodologia de Box e Jenkins (1976) é consideravelmente difundida, como exemplos pode-se citar: Cunha e Margarido (1999), Margarido e Souza (1998), Santiago *et al.* (1996), Werner e Ribeiro (2003), Ribeiro e Paula (2000), Siqueira (2002), entre outros.

Até o momento não foi encontrado na literatura um modelo determinístico para previsão do preço externo do compensado e, em geral, a metodologia de Box e Jenkins (1976) pouco tem sido difundida no setor florestal.

Este trabalho tem como objetivo estimar e avaliar um modelo capaz de realizar a previsão do preço pago às exportações de compensado para o Estado do Paraná através da metodologia de Box e Jenkins (1976).

METODOLOGIA

Foram utilizados dados mensais do valor e quantidade total exportada de compensado paranaense coletados junto ao Secex (2008) durante o período de janeiro de 1989 até novembro de 2006. O preço do compensado foi obtido pela razão entre o valor e quantidade total exportada do produto. Os valores foram corrigidos pelo Índice de Preço ao Consumidor dos Estados Unidos (CPI) divulgados pelo IPEA, 2008.

Conforme Gujarati (2000) pode-se dividir a metodologia de Box e Jenkins (1976) em quatro etapas: identificação, estimativa, checagem e previsão. Etapas estas sucedidas pela verificação da estacionariedade da série de dados utilizada.

Verificação da estacionariedade

Para se trabalhar com séries temporais é importante que as variáveis sejam estacionárias ou passíveis de sua estacionariedade. Essa característica é fundamental para previsão do futuro com base na regressão de séries temporais, solidificando a premissa de que o futuro se comportará de acordo com o passado. Entende-se por série temporal um conjunto das observações geradas sequencialmente no tempo.

Segundo Stock e Watson (2004) para uma série de dados ser estacionária suas variáveis não podem apresentar tendências e devem ser estáveis ao longo do tempo. Assim, a primeira tarefa a ser realizada no trabalho é a verificação quanto à estacionariedade da série, para isso foi feito uma análise gráfica e utilizado o teste com base no correlograma e da raiz unitária.

Outra verificação a ser realizada em séries temporais é quanto à presença de sazonalidade, esta pode ser feita pela verificação do correlograma. A sazonalidade consta de movimentos ondulatórios de curta duração, que se identificam por correlação entre períodos distantes entre si ou flutuações periódicas. As causas da sazonalidade podem ser consequência das estações do ano, datas importantes entre outros fatores, podendo ocorrer em intervalos diários, semanais, mensais ou semestrais.

Correlograma

A função de autocorrelação pode ser um indicativo de estacionariedade, que é representada pela equação (1):

$$\hat{\rho}_k = \hat{Y}_k / \hat{Y}_o \quad (1)$$

Sendo:

$\hat{\rho}_k$ = função de autocorrelação amostral;

\hat{Y}_k = covariância amostral;

\hat{Y}_o = variância amostral.

A representação gráfica da função de autocorrelação contra a defasagem K gera o correlograma amostral. Os valores de $\hat{\rho}_k$ representados no correlograma podem indicar estacionariedade ou não da série. Isso pode ser percebido com valores de $\hat{\rho}_k$ altos no início da série, que decrescem gradualmente durante sua evolução.

Raiz unitária

De acordo com Gujarati (2000), um teste formal para verificação de estacionariedade é o da raiz unitária, que pode ser representado pela equação (2):

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Essa equação é uma regressão de primeira ordem, ou seja, faz-se a regressão do valor no instante t sobre seu valor no instante $(t - 1)$. Caso o valor do coeficiente Y_{t-1} for igual a 1, pode-se constatar que os dados da série temporal não são estacionários.

Onde u é o termo do erro estocástico conhecido como ruído branco, ele possui média zero, variância σ^2 constante e é não-autocorrelacionado.

Transformação

Caso seja verificado que a série de dados seja não-estacionária, deve ser procedida a transformação dos dados a fim de obter uma série estacionária. A transformação dos dados é realizada através do cálculo da 1ª diferença e, assim, possibilitando a aplicação da metodologia de Box e Jenkins (1976).

Etapas da metodologia de Box e Jenkins

Identificação

Com base no comportamento da função autocorrelação (FAC) e a função autocorrelação parcial (FACP) obtêm-se os correlogramas resultantes, que são as representações gráficas da FAC e da FACP contra o tamanho da defasagem (GUJARATI, 2000). A FAC expressa a correlação entre as observações da série com elas mesmas; a FACP mede esta correlação após remover o efeito das defasagens intermediárias. A análise dessas funções serve como guia para escolha do modelo na metodologia de Box e Jenkins (1976).

Estimativa

Identificados os valores apropriados para os modelos utilizados, o próximo passo é estimar os parâmetros auto-regressivos e de média móvel. Esses cálculos foram realizados pelo método de mínimos quadrados através do software estatístico Eviews 5.0.

Checagem

Após escolher o modelo ARIMA e estimar seus parâmetros, foi realizada a verificação se o modelo em questão se ajustou aos dados da série temporal utilizada, no caso, o preço externo do compensado do Paraná. Caso o modelo

não tenha se ajustado é repetido todo o processo, desde a estimativa. Para se chegar ao modelo mais próximo do ideal são necessários vários ciclos dessas etapas, buscando assim o melhor ajuste possível.

A verificação do modelo foi baseada nos seguintes resultados estatísticos:

a) **Bayesian Information Criterion (BIC)**: esse critério analisa o melhor modelo através da medida do quadrado dos erros, dando preferência ao modelo com o menor valor;

b) **Teste Durbin-Watson (d)**: esse critério mede a correlação entre os resíduos gerados pelo modelo. Quanto mais próximo do valor 2, melhor ajustado é o modelo;

c) **Teste Ljung-Box (p-value)**: testa todas as autocorrelações dos erros do modelo. Quanto maior for o seu valor, maior será a autocorrelação;

d) **Akaike Information Criteria (AIC)**: é uma estatística freqüentemente utilizada para a escolha da especificação ótima de uma equação de regressão no caso de alternativas não alinhadas. Dois modelos são ditos não alinhados quando não existem variáveis independentes comuns aos dois. Quando se quer decidir entre dois modelos, o melhor é o que produz o menor valor do critério de Akaike;

e) **Estatística F**: é a estatística utilizada para testar a hipótese de que todos os coeficientes da regressão (excluindo a constante) são nulos.

Previsão

Nesta etapa foi realizada a checagem da confiabilidade da previsão pelo método de Box e Jenkins (1976). Para isto, foi checada a aderência do método para previsão em 1 (um) período a frente da amostra.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Estacionariedade

A primeira verificação em relação à estacionariedade foi com base na análise gráfica da série estudada. A Figura 1 apresenta o gráfico da série temporal que a princípio aparenta ser não-estacionária, pois apresenta uma tendência de queda.

Outra verificação visual pode ser realizada através do teste do correlograma apresentado na Figura 2, onde se percebe que a série é não estacionária pelos valores de $\hat{\rho}_k$.

O primeiro valor do correlograma é de 0,97 na defasagem 1, que diminui ao longo da série. Esse tipo comportamento sugere que a série é não-estacionária.

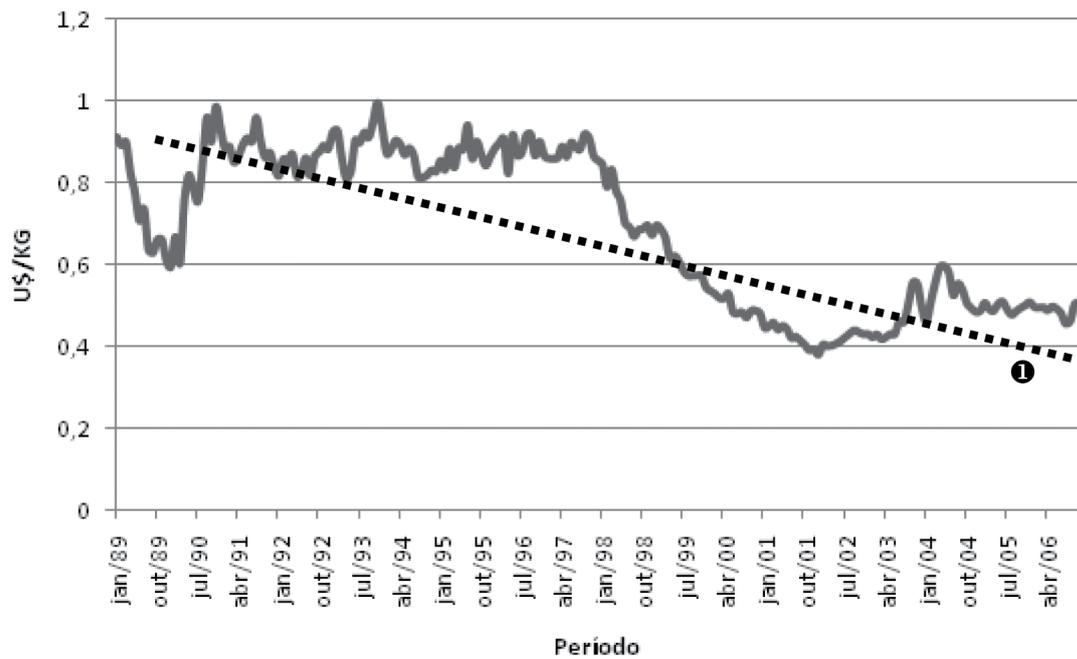


Figura 1. Evolução do preço externo do compensado paranaense entre janeiro de 1989 e novembro de 2006.
Figure 1. Parana's plywood external price changes from January 1989 to November 2006.

Autocorrelação	Autocorrelação Parcial	AC	ACP	Q-Stat	Prob
1	0.973	0.973	207.54	0.000	
2	0.952	0.076	406.78	0.000	
3	0.928	-0.026	597.36	0.000	
4	0.907	0.019	780.17	0.000	
5	0.885	-0.027	954.88	0.000	
6	0.867	0.079	1123.6	0.000	
7	0.848	-0.032	1285.5	0.000	
8	0.828	-0.026	1440.7	0.000	
9	0.811	0.043	1590.2	0.000	
10	0.794	0.005	1734.2	0.000	
11	0.776	-0.028	1872.4	0.000	
12	0.760	0.036	2005.8	0.000	
13	0.748	0.062	2135.5	0.000	
14	0.737	0.042	2262.3	0.000	
15	0.727	0.008	2386.1	0.000	
16	0.719	0.022	2507.7	0.000	
17	0.704	-0.109	2624.9	0.000	
18	0.688	-0.026	2737.6	0.000	
19	0.677	0.061	2847.0	0.000	
20	0.660	-0.087	2951.7	0.000	
21	0.637	-0.150	3049.8	0.000	
22	0.616	-0.010	3141.8	0.000	
23	0.590	-0.090	3226.8	0.000	
24	0.567	0.038	3305.8	0.000	
25	0.546	0.017	3379.4	0.000	
26	0.526	-0.019	3448.0	0.000	
27	0.504	-0.012	3511.3	0.000	
28	0.481	-0.056	3569.4	0.000	
29	0.457	-0.067	3622.0	0.000	
30	0.431	-0.083	3669.0	0.000	
31	0.405	-0.001	3710.8	0.000	
32	0.381	-0.024	3747.9	0.000	
33	0.358	-0.001	3780.9	0.000	
34	0.333	-0.083	3809.6	0.000	
35	0.307	-0.072	3834.2	0.000	
36	0.283	0.018	3855.1	0.000	

Figura 2. Função de autocorrelação (FAC) para o preço externo do compensado paranaense.
Figure 2. Autocorrelation function (ACF) for Parana's external plywood price.

O teste da raiz unitária corroborou com o resultado da ausência de estacionariedade. A estatística τ crítica a 1% foi -3,46 para um valor calculado de τ foi -1,45, que em termos absolutos é menor que o valor crítico, indicando não ser possível rejeitar a hipótese de que a série seja não-estacionária.

Para série em estudo verificou-se no correlograma a ausência de sazonalidade, pois o mesmo não apresenta picos ou flutuações contínuas.

Para correção do problema da não estacionariedade foi realizado o cálculo da 1° diferença dos

dados. Os resultados na primeira diferença foram suficientes para transformar a série em estacionária (Figura 3), pois à nova estatística τ de -17,08 foi bem superior aos valores críticos tabelados.

Resultados da Metodologia de Box e Jenkins

Identificação

O comportamento da FAC e FACP após a aplicação da 1° diferença (Figura 4), além de confirmar a presença de estacionariedade, indicou o modelo a ser utilizado.

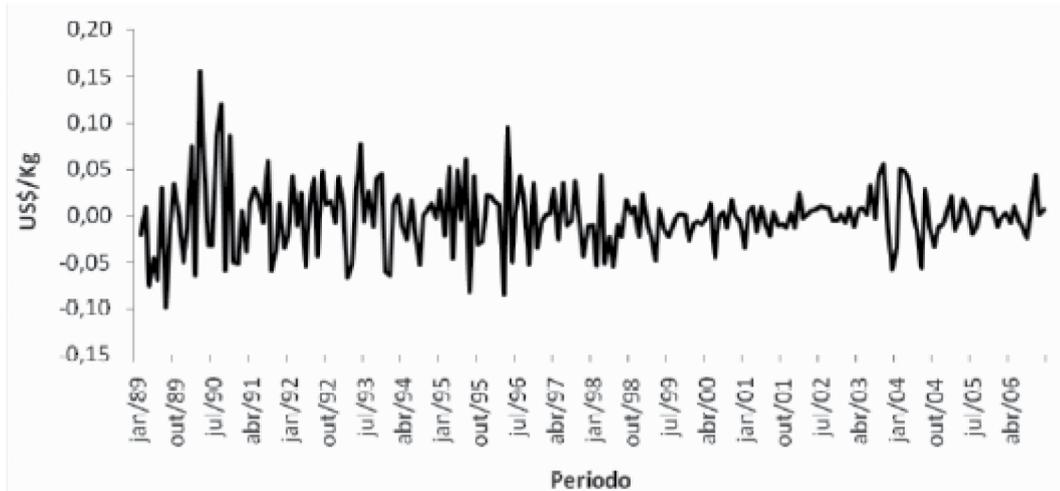


Figura 3. Evolução do preço externo do compensado paranaense corrigido na 1° diferença.
Figure 3. Evolution of the Parana's plywood external price, corrected at the first difference.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	-0.160	-0.160	5.5892	0.018
2	0.003	-0.023	5.5912	0.061	
3	0.018	0.015	5.6641	0.129	
4	0.061	0.069	6.4941	0.165	
5	-0.064	-0.044	7.4042	0.192	
6	0.056	0.040	8.0918	0.231	
7	0.076	0.091	9.3915	0.226	
8	-0.086	-0.062	11.047	0.199	
9	-0.005	-0.025	11.053	0.272	
10	0.014	-0.003	11.098	0.350	
11	-0.025	-0.027	11.246	0.423	
12	-0.085	-0.083	12.920	0.375	
13	-0.069	-0.115	14.018	0.373	
14	0.061	0.034	14.882	0.386	
15	-0.108	-0.078	17.585	0.285	
16	0.103	0.086	20.057	0.218	
17	-0.092	-0.067	22.041	0.183	
18	-0.010	-0.030	22.063	0.229	
19	0.057	0.088	22.824	0.245	
20	-0.015	-0.018	22.877	0.295	
21	-0.047	-0.048	23.413	0.322	
22	0.045	0.032	23.898	0.353	
23	-0.051	-0.076	24.521	0.375	
24	-0.005	-0.002	24.528	0.432	
25	-0.013	-0.046	24.568	0.487	
26	0.074	0.046	25.903	0.468	
27	0.022	0.071	26.019	0.518	
28	0.016	0.024	26.083	0.568	
29	0.025	0.040	26.236	0.613	
30	0.010	-0.008	26.262	0.662	
31	-0.046	-0.019	26.796	0.682	
32	0.006	-0.023	26.804	0.727	
33	0.091	0.064	28.943	0.669	
34	-0.054	-0.024	29.702	0.678	
35	-0.053	-0.088	30.433	0.688	
36	0.079	0.052	32.055	0.657	

Figura 4. Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) para o preço externo do compensado paranaense corrigidas na 1° diferença.

Figure 4. Autocorrelation (ACF) and partial autocorrelation (PACF) functions for Parana's plywood external price, corrected at the first difference.

A FAC e FACP na Figura 4 sugerem que o modelo ideal para ajuste da série é o ARIMA (1,1,1). Pois para obter uma série estacionária foi preciso o cálculo da 1ª diferença e, apenas a primeira defasagem tanto para FAC, quanto para FACP mostraram-se significativas. Assim, o modelo contou com um componente auto-regressivo, uma média móvel e com a aplicação de apenas uma diferenciação (equação 3).

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

Y_{t-1} = componente auto-regressivo
 ε_{t-1} = média móvel

Estimativa

Identificado o modelo, passou-se para a estimativa dos parâmetros propostos. O modelo ARIMA (1,1,1) obteve as estimativas de acordo com a equação (4).

$$Y_t = -0,002 - 0,026 Y_{t-1} - 0,138 \varepsilon_{t-1} \quad (4)$$

$$ep = (0,01) \quad (0,41) \quad (0,41)$$

$$t = (-0,89) \quad (-0,06) \quad (-0,34)$$

$$R^2_{aj} = 0,17$$

$$d = 1,20$$

A análise do modelo ARIMA (1,1,1) mostrou que os coeficientes α_1 e α_2 não são significativos a 1% (p-value igual a 0,90 e 0,74), sugerindo que devem ser testados outros modelos na tentativa de encontrar um melhor ajuste.

Conforme Gujarati (2000), para se estimar um modelo ideal devem ser realizados exaustivos testes e, após a realização de inúmeros testes o modelo que melhor se ajustou a série de dados foi um ARIMA (1,1,3) obtido pela estimativa da equação (5):

$$Y_t = -0,001 - 0,514 Y_{t-1} + 0,679 \varepsilon_{t-12} + 0,202 \varepsilon_{t-19} - 0,134 \varepsilon_{t-35} \quad (5)$$

$$ep = (0,002) \quad (0,06) \quad (0,06) \quad (0,04) \quad (0,04)$$

$$t = (-0,50) \quad (-7,99) \quad (11,87) \quad (4,83) \quad (-3,35)$$

$$R^2_{aj} = 0,23$$

$$d = 2,0$$

Checagem

Analisando os correlogramas da FAC e FACP apresentados na Figura 5 percebe-se que os 2 modelos apresentam comportamento similar. Isso evidencia a necessidade da análise de mais informações para sua escolha. As outras informações consideradas foram o R^2_{aj} e os critérios de AIC e BIC.

Os critérios apresentados na Tabela 1 mostraram os resultados do R^2_{aj} , AIC e BIC para os

modelos estimados. Para cada critério estatístico considerado o modelo ARIMA (1,1,3) apresentou melhores resultados, principalmente quanto ao R^2_{aj} .

Tabela 1. Critérios AIC e SBS para os modelos Arima (1,1,1) e Arima (1,1,3).

Table 1. AIC and SBS criteria for Arima (1,1,1) and Arima (1,1,3) models.

Modelo	R^2_{aj}	F	AIC	BIC
ARIMA (1,1,1)	0,02	5,58	-3,9	-3,8
ARIMA (1,1,3)	0,23	15,98	-4,1	-4,0

Previsão

Em relação à etapa da previsão destacam-se as considerações de Friedman (1953), conforme o autor “o único teste relevante da validade de um modelo é comparar sua previsões com a experiência”.

Para proceder à etapa de previsão do modelo adotado, primeiro deve-se desfazer a transformação da primeira diferença, utilizada para obter as variações da série de dados. Assim, para se prever o valor do preço de compensado pago às exportações paranaenses e não suas variações.

Semelhante a Gujarati (2000), o modelo pode ser reescrito como a equação (6).

$$\hat{Y}_{Dez2006} = -0,001 + (1 - 0,514) Y_{Nov2006} + 0,514 Y_{Out2006} + 0,679 \varepsilon_{Dez2006} - 0,679 \varepsilon_{Nov2006} + 0,202 \varepsilon_{Mai2005} - 0,202 \varepsilon_{Abr2005} - 0,134 \varepsilon_{Jan2004} + 0,134 \varepsilon_{Dez2003} \quad (6)$$

A previsão com base no modelo ajustado mostrou uma variação de 3% para um período à frente. O valor estimado para dezembro de 2006 foi de U\$ 0,50, um valor U\$ 0,01 abaixo do valor real para o mesmo período.

Com o mesmo procedimento foi realizada a previsão para os meses de dezembro de 2006 até julho de 2007, procurando testar a confiabilidade de previsão do modelo ao longo do tempo.

A Tabela 2 mostra a comparação da evolução do preço de compensado coletado (SECEX, 2008) com o estimado pelo modelo adotado. Até o mês de março de 2007 os resultados apresentaram erros abaixo de 10%, mostrando que o modelo foi confiável até quatro períodos a frente da amostra.

A maior eficiência do modelo na previsão para o curto prazo esteve de acordo com Oliveira *et al.* (1977), Gujarati (2000), Silva e Silva (1996), Siqueira (2002) e Stock e Watson (2004).

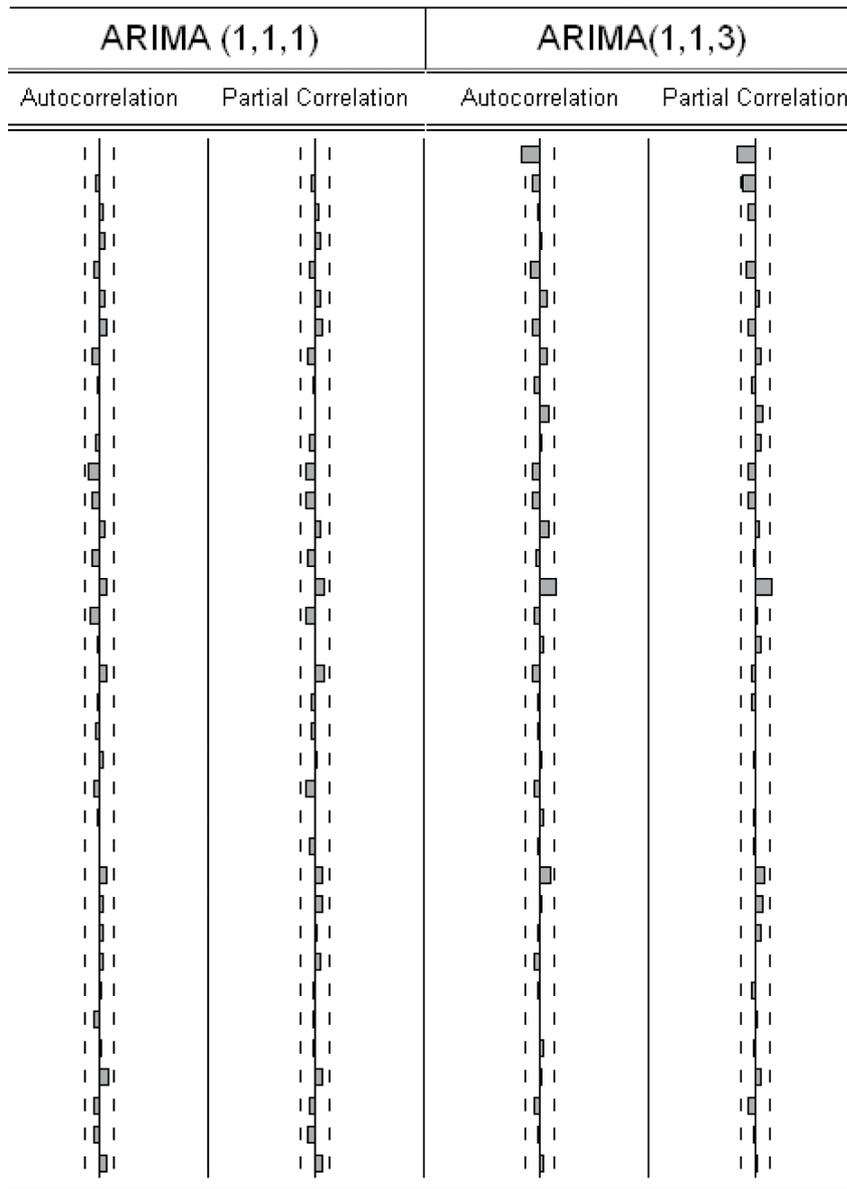
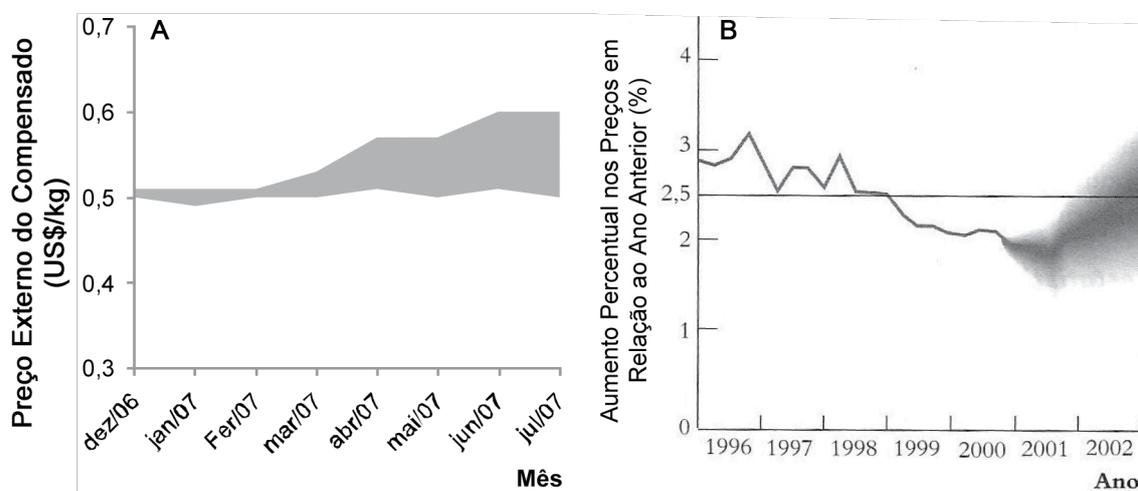


Figura 5. Comparativo das FAC e FACP para os modelos ARIMA (1,1,1) e ARIMA (1,1,3).
Figure 5. Comparison of FACs and FACP for ARIMA (1,1,1) and ARIMA (1,1,3) models.



Fonte: A. Elaborados com dados da pesquisa e B. Stock e Watson (2004)

Figura 6. Incerteza na previsão de modelos de séries temporais em períodos afastados da amostra.
Figure 6. Uncertainty of the forecast of the time-series models, in time periods distanced from the sample.

Tabela 2. Previsão do preço externo do compensado paranaense entre dezembro de 2006 e julho de 2007.
Table 2. Forecast of Parana's external plywood price from December 2006 to July 2007.

Ano	US\$/kg (Coletado)	US\$/kg (Estimado)	Varição
Dez/06	0,51	0,50	3%
Jan/07	0,51	0,49	4%
Fer/07	0,51	0,50	3%
Mar/07	0,53	0,50	8%
Abr/07	0,57	0,51	12%
Mai/07	0,57	0,50	12%
Jun/07	0,60	,51	18%
Jul/07	0,60	0,50	20%

Para ilustrar o aumento da incerteza dos modelos de séries temporais em períodos afastados da amostra foram apresentados na Figura 6 os resultados calculados e aqueles disponibilizados pelo Banco da Inglaterra (STOCK e WATSON, 2004).

Estas previsões realizadas pelo Banco da Inglaterra foram apresentadas como um conjunto de intervalos projetados que refletem o que os economistas consideram ser o intervalo de caminhos prováveis que a inflação pode tomar, popularmente conhecida como "rio de sangue" (STOCK e WATSON, 2004).

CONCLUSÃO

O modelo estimado foi um ARIMA (1,1,3). O modelo contempla a inclusão de um componente auto-regressivo de primeira ordem, três componentes de médias móveis e a necessidade do cálculo da 1ª diferença para tornar a série de dados estacionária.

Para um período à frente da amostra, o modelo apresenta valores estimados bem próximos ao valor real e perde gradualmente sua eficácia para previsões em períodos mais afastados, mostrando ser mais eficiente no curto prazo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIMCI - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE MADEIRA PROCESSADA MECANICAMENTE. **Setor de processamento mecânico da madeira no Estado do Paraná.** Disponível em: <http://www.abimci.com.br/port/06Docs/06Quadro_Docs.html>. Acesso em: 2 ago. 2006.

BOX, G.P.; JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and control.** New York: Holden-Day, 1976. 575p.

CUNHA, M.S.; MARGARIDO, M.A. Avaliação dos impactos dos planos de estabilização pós-1986 sobre o Índice Geral de Preços: uma aplicação da metodologia Box & Jenkins. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.46, n.2, p.1-18, 1999.

FAO - FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/381/default.aspx>>. Acesso em: 25 mar. 2008.

FRIEDMAN, M. The methodology of positive economics. **Essays in Positive Economics**, Chicago, p.14, 1953.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica.** São Paulo: Macron Books, Pearson Education do Brasil, 2000. 848p.

IPEA - FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?1357421>>. Acesso em: 2 dez. 2007.

LUCAS, R.E. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Amsterdam, v.1, n.1, p.19-46, 1976.

MARGARIDO, M.A.; SOUSA, E.L.L. Formação de preços de soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.45, n.2, p.52-61, 1998.

OLIVEIRA, R.A.; BUONGIORNO, J.; KMIOTEK, M.A. Time series forecasting models of lumber cash, futures, and basis prices. **Forest Science**, Bethesda, v.23, n.2, p.268-279, 1977.

RIBEIRO, L.C.; PAULA, A.V. Previsão de população através dos modelos ARIMA de Box & Jenkins: um exercício para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2000. Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/todos/projt9_3.pdf. Acesso em 25/01/2008.

SANTIAGO, M.M.D.; CAMARGO, M.L.B.; MARGARIDO, M.A. Detecção e análise de outliers em séries temporais de índices de preços agrícolas no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.43, n.2, p.89-115, 1996.

SECEX - SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 25 mar. 2008.

SILVA, M.L.; SILVA, A.M.J. Análise do comportamento temporal dos preços do carvão vegetal: aplicação e a avaliação da metodologia "Box and Jenkins". *Revista Arvore*, Viçosa, v.20, n.1, p.57-67, 1996.

SIQUEIRA, M.L. **Modelos de séries temporais para a previsão da arrecadação tributária federal.** 2002. 205p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2002.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. **Econometria.** São Paulo: Addison Wesley, 2004. 485 p.

WERNER, L.; RIBEIRO, J.L.D. Previsão de demanda: uma aplicação dos modelos Box & Jenkins na área de assistência técnica de computadores pessoais. *Gestão & Produção*, São Carlos, v.10, n.1, p.47-67, abr 2003.

Recebido em 03/11/2008
Aceito para publicação em 05/05/2009

