

Previsões do preço de exportação da madeira serrada de *Pinus* no Brasil

Export price forecast of Brazilian pine sawn wood

Sidney Araujo Cordeiro<sup>1</sup>, Naisy Silva Soares<sup>2</sup>,  
Marcelo José Braga<sup>3</sup> e Márcio Lopes da Silva<sup>4</sup>**Resumo**

Este trabalho teve como objetivo a elaboração de um modelo para prever o preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, utilizando a metodologia de Box e Jenkins. Consideraram-se os preços do período de janeiro de 1995 a agosto de 2007 para ajustar o modelo e o período de setembro de 2007 a agosto de 2008 para validação das projeções. A escolha do modelo mais adequado baseou-se nos critérios de AIC e SCH, no princípio de parcimônia, na significância dos coeficientes e no comportamento dos resíduos. Os resultados obtidos indicaram que o modelo adequado para efetuar as previsões do preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil foi um ARIMA (3,1,0).

**Palavras-Chave:** Séries temporais, Previsão de preços, Madeira serrada

**Abstract**

This work was made to build a forecasting model for the export price of pine sawn wood in Brazil, using the Box e Jenkins methodology. The period from January 1995 to August 2007 was considered to model fitting and the period from September 2007 to August 2008 for validating the projections of the model. The choice of the most appropriate model was based on the criteria of AIC and SCH, parsimony principle, significance of coefficients and the waste behavior. The results show that the appropriate model for export price of pine sawn wood in Brazil was the ARIMA (3,1,0).

**Keywords:** Times series, Price forecasting, Sawn wood

**INTRODUÇÃO**

As crescentes restrições de caráter ambiental ao uso de madeiras nativas têm aumentado a importância no comércio internacional das madeiras de reflorestamento, além de papel e celulose, painéis e notadamente produtos de maior valor agregado como móveis e componentes.

As espécies do gênero pinus vêm sendo plantadas, em escala comercial, no Brasil, há mais de 30 anos. Inicialmente, os plantios mais extensos foram estabelecidos nas Regiões Sul e Sudeste. Atualmente, com a introdução de diversas espécies, principalmente das regiões tropicais, a produção de madeira de *Pinus* spp tornou-se viável em todo o Brasil, constituindo uma importante fonte de matéria-prima para usos gerais, englobando a fabricação de celulose e papel, lâminas e chapas de diversos tipos, madeira serrada para

fins estruturais, confecção de embalagens, móveis e marcenaria em geral (EMBRAPA, 2009).

No Brasil, o pinus constitui a espécie de coníferas mais utilizada na produção de madeira serrada, enquanto que o mogno, o cedro e o eucalipto constituem bons exemplos de não-coníferas. A área plantada total com o gênero pinus no Brasil atingiu 1.808.336 ha em 2007, sendo Paraná o Estado que contribuiu com o maior percentual (39%), seguido por Santa Catarina (30%), Rio Grande do Sul (10%), Minas Gerais e São Paulo (8%) e os demais estados (5%) (ABRAF, 2008).

Os formatos e dimensões das peças de madeira serrada possibilitam diferentes usos, entre os quais, a produção de dormentes, madeira aplainada, beneficiada, semi-elaborada, vigas, pranchas, pontaletes, sarrafos e perfis. A indústria moveleira é o principal destino dessa produção,

<sup>1</sup>Doutorando em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa - Avenida Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: [sidney.cordeiro@ufv.br](mailto:sidney.cordeiro@ufv.br)

<sup>2</sup>Doutoranda em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa - Avenida Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: [naisysilva@yahoo.com.br](mailto:naisysilva@yahoo.com.br)

<sup>3</sup>Professor Associado I do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - Avenida Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: [mjbraga@ufv.br](mailto:mjbraga@ufv.br)

<sup>4</sup>Professor Associado II do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: [marlosil@ufv.br](mailto:marlosil@ufv.br)

seguida pela construção civil e pelas indústrias de embalagem. Ainda há outros setores que utilizam os produtos provenientes da madeira serrada, como o de artefatos de madeira, decoração, artesanato e confecções de pallets, porém suas participações são pequenas no consumo total.

As exportações brasileiras de produtos florestais atingiram em 2007, US\$ 160,6 bilhões, batendo o recorde alcançado em 2006, quando foram exportados US\$ 137,5 bilhões. A produção de madeira serrada de pinus foi de 9,3 milhões de m<sup>3</sup>, o que corresponde a 19% do total de produtos originados a partir de madeira em tora em 2007 (ABRAF, 2008). A quantidade exportada de madeira serrada de pinus foi de aproximadamente 1,3 milhões de m<sup>3</sup>.

Em estudo realizado por Noce *et al.* (2003), concluiu-se que o Brasil apresenta-se competitivo em relação a outros países no segmento de madeira serrada, aumentando suas exportações, ressaltando que a competitividade brasileira apóia-se principalmente em fatores internos, como custo, sistema produtivo, qualidade do produto e taxa de câmbio.

As séries longitudinais, ou temporais, de modo geral, podem ser vistas como realizações de processos estocásticos ao longo do tempo (FISCHER, 1982). No mercado de madeira serrada, as séries de preço representam uma fonte de dados em que essa metodologia pode ser aplicada, para se obter informações a respeito do comportamento dos preços.

Assim, pesquisas que busquem estimar modelos para previsão dos preços de exportação de madeira serrada de pinus no Brasil, são importantes para os produtores por fornecer orientações sobre os melhores meios de selecionar seus empreendimentos, dimensionar suas vendas e planejar o volume de estoques. Para o governo também é importante, pois pode subsidiar o planejamento de políticas para o desenvolvimento do mercado da madeira serrada de pinus no país.

Em síntese, visto que o setor florestal possui estudos sobre o assunto, a previsão do preço de exportação da madeira serrada no Brasil pode ser uma ferramenta de apoio a tomadas de decisões futuras, de eficiência comprovada, precisão de resultados, simplicidade nos métodos empregados e, confiabilidade estatística do modelo.

Nesse contexto, em termos gerais, o presente trabalho busca estimar um modelo que permita prever os preços de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, com base em técnicas estatísticas de previsão.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Fonte de dados

Para o ajuste do modelo, foram utilizados preços mensais de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, no período de janeiro de 1995 a outubro de 2008, obtidos junto ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2008). Os valores estavam em US\$ FOB/m<sup>3</sup> e foram convertidos para R\$/m<sup>3</sup> e, posteriormente, corrigidos pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas. A taxa de câmbio e o IGP-DI foram obtidos no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2008).

Com o objetivo de comparação e escolha do melhor modelo, as doze últimas observações coletadas de novembro de 2007 a outubro de 2008, não foram incorporadas aos modelos.

### Referencial teórico

Para fornecer respostas a este estudo, tomou-se como referência a metodologia desenvolvida por Box e Jenkins (1976) que consiste em quatro etapas, a saber: identificação, estimação, avaliação e previsão.

A identificação compreende um conjunto de procedimentos com o objetivo de proporcionar uma idéia apropriada da estrutura do modelo (FISCHER, 1982).

Segundo Rocha (2003), tem-se as seguintes classes de modelos:

**Média Móvel (MA)**, onde a série temporal  $Y_t$  é resultado da combinação linear dos termos aleatórios em  $t$  e em períodos anteriores. Em sua forma geral ou um MA( $q$ ), leva em consideração  $q$  valores defasados de  $\varepsilon$  (equação 1):

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (1)$$

em que:  $\theta$  = parâmetro; e  $\varepsilon_t$  = termos aleatórios.

**Auto-regressivo (AR)**, onde a série temporal  $Y_t$  é descrita somente pelos seus valores realizados e pelos termos aleatórios. O referido modelo de ordem  $p$ AR( $p$ ) será o resultado da soma ponderada de seus  $p$  valores passados e dos termos aleatórios (equação 2):

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:  $\phi_t$  = parâmetro; e  $\varepsilon_t$  = termos aleatórios.

**Média Móvel Auto-regressivo (ARMA)**, onde a série temporal  $Y_t$  é função de seus valores históricos e pelos termos aleatórios corrente e passa-

dos. Generalizando, este modelo é representado como (equação 3):

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (3)$$

**Média Móvel, Auto-regressivo e Integrado (ARIMA):** se a série temporal analisada não for estacionária em nível, devem-se aplicar diferenças até que a condição de estacionariedade se torne válida. O número de diferenças necessárias é denominado ordem de integração (I). Sendo  $Y_t$  estacionária após ser diferenciada  $d$  vezes, com a série derivada deste processo podendo ser descrita como um modelo ARMA(p,q), diz-se que a série temporal  $Y_t$  segue um modelo ARIMA(p,d,q) (equação 4).

$$W_t = \Phi_1 Y_{t-S} + \Phi_2 Y_{t-2S} + \dots + \Phi_p Y_{t-pS} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que:  $W_t = \Delta^d Y_t$

**Modelo sazonal auto-regressivo (SAR(P)),** que corresponde à versão sazonal do AR(p) (equação 5):

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-S} + \Phi_2 Y_{t-2S} + \dots + \Phi_p Y_{t-pS} + \varepsilon_t \quad (5)$$

**Modelo sazonal de média móvel (SMA(Q)),** que é equivalente à versão sazonal do MA(q) (equação 6):

$$Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-S} - \Theta_2 \varepsilon_{t-2S} - \dots - \Theta_Q \varepsilon_{t-QS} \quad (6)$$

**Modelo sazonal auto-regressivo de média móvel (SARMA(P,Q)),** que é a versão sazonal do ARMA(p,q) (equação 7):

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-S} + \Phi_2 Y_{t-2S} + \dots + \Phi_p Y_{t-pS} + \Phi_1 \varepsilon_{t-S} - \dots - \Phi_Q \varepsilon_{t-QS} \quad (7)$$

**Modelo sazonal auto-regressivo integrado de média móvel (SARIMA(P,D,Q)),** que se dedica a séries originais não estacionárias, que, após diferenças sazonais, podem ser descritas por um processo estocástico sazonal estacionário SARMA(P,Q). O referido modelo em sua forma generalizada pode ser representado como (equação 8).

$$W_t = \Phi_1 W_{t-S} + \dots + \Phi_p W_{t-pS} + \varepsilon_t - \Phi_1 \varepsilon_{t-S} - \dots - \Phi_Q \varepsilon_{t-QS} \quad (8)$$

Quando se considera, em conjunto, as correlações temporais entre observações em períodos de tempo sucessivos, encontra-se o modelo sazonal multiplicativo geral ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q), que combina os modelos ARIMA sazonal e não sazonal.

Para cada um desses modelos, a ordem pode variar. Deve-se optar por modelos de ordem 1 ou 2, com base no "princípio de parcimônia", isto é, deve-se obter um modelo mais simples com um pequeno número de parâmetros (SILVA e SILVA, 1996).

As principais ferramentas da identificação são a função de autocorrelação (FAC) (equação 9), a função de autocorrelação parcial (FACP) (equação 10) e os correlogramas resultantes, que são as representações gráficas das FACs e FACP (GUJARATI, 2006; ENDERS, 1995).

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 \quad (9)$$

em que:  $\rho_k$  = coeficiente de autocorrelação na defasagem  $k$ ;  $\gamma_k$  = covariância na defasagem  $k$ ;  $\gamma_0$  = variância.

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (10)$$

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

em que:  $\hat{\gamma}_k$  = covariância amostral na defasagem  $k$ ;  $\hat{\gamma}_0$  = variância amostral;  $\hat{\rho}_k$  = função de autocorrelação amostral;

O intervalo de confiança de 95% para qualquer  $\hat{\rho}_k$ , seguindo uma distribuição normal padrão, é dado por (equação 11):

$$IC = \pm 1,96 * (1/\sqrt{n}) \quad (11)$$

em que: IC = intervalo de confiança;  $1/n$  = variância; e  $n$  = número de observações.

Se um  $\hat{\rho}_k$  se localizar dentro do intervalo de confiança, podemos aceitar a hipótese de que o verdadeiro valor de  $\hat{\rho}_k$  é zero e vice-versa.

A estatística Q de Box e Pierce pode ser utilizada para testar a hipótese conjunta de que todos  $\rho_k$  são, simultaneamente, iguais a zero. Essa estatística distribui-se aproximadamente como a distribuição qui-quadrado com  $m$  graus de liberdade e é definida como (equação 12):

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (12)$$

em que:  $n$  = número de observações; e  $m$  = duração da defasagem.

Após a identificação do modelo apropriado a Estimação é a próxima etapa do processo, isto é, de-

vem-se estimar os parâmetros dos termos auto-regressivos e de média móvel, incluídos no modelo.

A Avaliação consiste em checar se o modelo escolhido é adequado para os fins desejados. Isso pode ser verificado pelo comportamento da FAC e da FACP dos resíduos do modelo estimados, e por meio do teste de  $\chi^2$  de Box-Pierce, que compara o valor da estatística de teste com os valores tabelados da distribuição Qui-quadrado, com  $k-p-q$  graus de liberdade. Para que o modelo estimado seja considerado adequado é necessário que os seus resíduos sejam estimativas do ruído branco, ou seja, suas autocorrelações devem se comportar de maneira aleatória e devem ser não significativas (GUJARATI, 2006).

Na Previsão realiza-se a checagem da confiabilidade da previsão do modelo. Para se obter melhores resultados na utilização da metodologia de Box e Jenkins, a amostra deve ser de, no mínimo, 50 observações; a série deve ser estacionária, ou seja, deve variar em torno de uma média constante e de uma variância constante e; a série deve ser homocedástica, ou seja, deve possuir uma variância constante ao longo do tempo (SANTOS e LIMA, 2006).

Na área florestal, a metodologia de Box e Jenkins (1976) foi utilizada em alguns trabalhos para previsão de preços.

Silva e Silva (1996), por exemplo, analisando o comportamento dos preços do carvão vegetal, no período de 1980 a 1992, constataram que o modelo ARIMA (1,1,1) forneceu boas estimativas e boa previsão para os preços.

Coelho Junior *et al.* (2006a), ao analisarem os preços do carvão vegetal, em Minas Gerais, de janeiro de 1975 a dezembro de 2002, observaram que o modelo SARIMA (2,0,1)(0,1,1)<sub>12</sub> proporcionou melhor ajuste para previsão dos preços.

Coelho Junior *et al.* (2006b) verificaram que, de janeiro de 1999 a abril de 2004, o SARIMA (2,1,2)(0,1,0)<sub>12</sub> e o SARIMA (0,1,2)(0,1,0)<sub>12</sub> proporcionaram melhor ajuste para previsão dos preços do carvão de origem plantada e de origem nativa, respectivamente.

Oliveira *et al.* (1977) utilizaram dados semanais de janeiro de 1973 a dezembro de 1975 para a previsão do preço de diferentes tipos de madeira serrada nos Estados Unidos. O modelo ARIMA foi eficaz na previsão.

Song (2003) utilizou a metodologia de Box e Jenkins para prever o preço da madeira serrada nos Estados Unidos, de janeiro de 1990 a dezembro de 2003. O autor concluiu que o melhor modelo para previsão foi o ARIMA(13,1,0).

A seguir são apresentados os procedimentos para determinar um modelo de previsão de preços de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, com base na metodologia de Box e Jenkins.

### Identificação

No caso específico deste trabalho, não foi detectada a presença de componentes sazonais e de quebra estrutural nas séries analisadas por meio da observação da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP) de cada série. Então, não houve necessidade da realização do teste de raiz unitária sazonal ou com quebra estrutural.

Assim, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que pode ser aplicado nas seguintes formas, conforme observado Seddighi *et al.* (2000):

- sem constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (13)$$

- com constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (14)$$

- com constante e com tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Segundo Enders (1995), a especificação correta do teste ADF é extremamente importante. O fato de não incluir termos determinísticos (intercepto e tendência), quando necessário, ou vice-versa, comprometem a confiabilidade do teste, levando-se à aceitação da hipótese de existência de uma raiz unitária, quando de fato isso não ocorre.

Deste modo, Seddighi *et al.* (2000) apresentam a seguinte sequência para a realização do teste de raiz unitária:

a) Testar a hipótese  $H_0: \delta=0$  na equação (7) utilizando a estatística  $\tau_\tau$ . Se a hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada, significa que a série  $X_t$  não contém raiz unitária e que ela é estacionária. Então, pode-se interromper o processo; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada, deve-se testar a hipótese  $H_0: \beta=0$ , dado que  $\delta=0$  utilizando a estatística  $\tau_{\beta\tau}$ ; se a hipótese nula não pode ser rejeitada, continua-se o processo; se a hipótese nula pode ser rejeitada, deve-se utilizar a distribuição normal para testar, novamente, a hipótese  $H_0: \delta=0$ . Assim, se hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada, a série  $X_t$  não contém raiz unitária

e é estacionária. Então, pode-se interromper o processo. Se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada, a série  $X_t$  apresenta raiz unitária e  $\beta \neq 0$ .

b) Testar a hipótese  $H_0: \alpha=0$  dado que  $\delta=0$  tendo como base a estatística  $\tau_{\alpha}$ . Se a hipótese  $H_0: \alpha=0$  não pode ser rejeitada, continua-se o processo; se a hipótese  $H_0: \alpha=0$  pode ser rejeitada, deve-se utilizar a distribuição normal para testar novamente a hipótese  $H_0: \delta=0$ ; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada a série  $X_t$  não apresenta raiz unitária. Então, pode-se interromper o processo, concluindo que a série é estacionária; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada a série  $X_t$  apresenta raiz unitária e  $\alpha \neq 0$ .

c) A seguir, deve-se estimar a equação (6).

d) Testar a hipótese  $H_0: \delta=0$  na equação (6) com a estatística  $\tau_{\mu}$ . Se a hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada, a série temporal  $X_t$  não contém raiz unitária. Com isso, pode-se interromper o processo, concluindo que a série é estacionária; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada, continua-se o processo para o termo constante, ou seja, testa-se a hipótese  $H_0: \alpha=0$ , dado  $\delta=0$  com a estatística  $\tau_{\mu}$ ; se a hipótese  $H_0: \alpha=0$  não pode ser rejeitada, continua-se o processo; se a hipótese  $H_0: \alpha=0$  pode ser rejeitada, utiliza-se a distribuição normal para testar novamente a hipótese  $\delta=0$ ; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada a série  $X_t$  não apresenta raiz unitária. Então, pode-se parar o processo concluindo que a série é estacionária; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada a série  $X_t$  apresenta raiz unitária. Conclui-se que  $\alpha \neq 0$  e  $\delta=0$ . Sendo assim, parte-se para a próxima etapa.

e) Estimar a equação (5) e testar a hipótese  $H_0: \delta=0$  nesta equação com base na estatística  $\tau$ . Se a hipótese  $H_0: \delta=0$  pode ser rejeitada, conclui-se que a série  $X_t$  não contém raiz unitária, ou seja, é estacionária; se a hipótese  $H_0: \delta=0$  não pode ser rejeitada, conclui-se que a série  $X_t$  contém raiz unitária, ou seja, é não-estacionária.

A ordem  $p$  e  $q$  do modelo e a sazonalidade foi analisada com base na FACP e na FAC.

### Estimação

Com base na análise da FAC e da FACP estimou-se o modelo de previsão de preços da madeira de pinus no Brasil, pelo método Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

### Avaliação

Para avaliar o modelo estimado, analisou-se o correlograma e os resultados do teste ADF nos resíduos do modelo.

### Previsão

Depois de estimado e avaliado foram realizadas 12 previsões para o modelo escolhido a fim de visualizar melhor o poder preditivo do mesmo.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados encontrados, por meio da metodologia de Box e Jenkins, são apresentados a seguir.

### Identificação

De acordo com Fischer (1982) é conveniente plotar os valores da série observada. Seu gráfico possibilita a visualização de uma série com tendência crescente, geométrica, sugerindo a inexistência de componente sazonal significativo. Por outro lado, pode sugerir a possibilidade de transformação da variável, para estabilizar a variância.

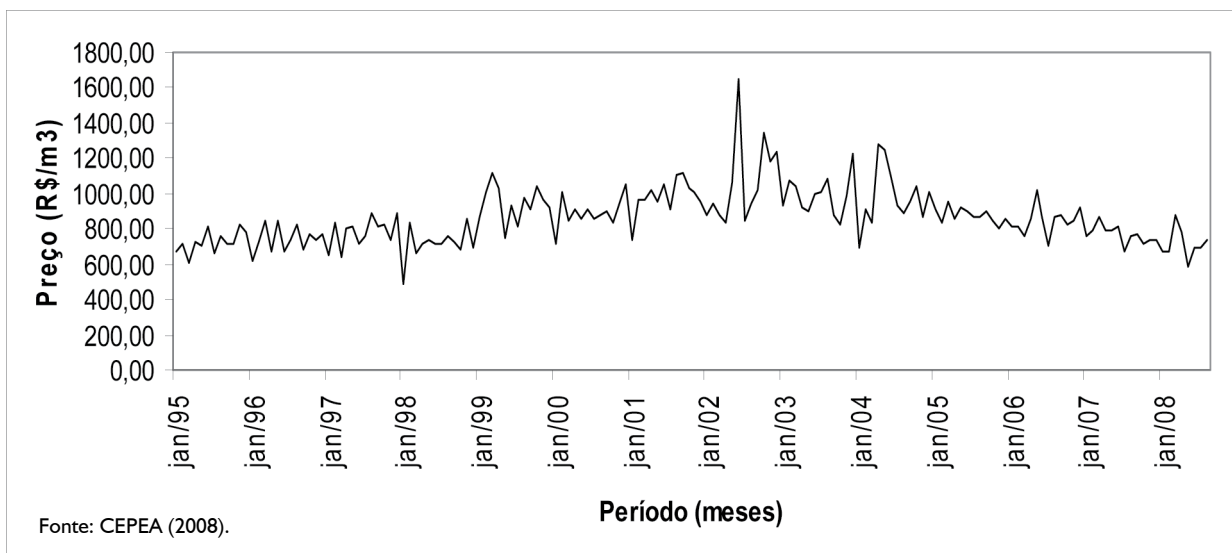
Sendo assim, na Figura 1 observa-se série mensal de preço de exportação da madeira serrada de pinus (R\$/m<sup>3</sup>), no período de janeiro de 1995 a outubro de 2008.

Nota-se que os preços de exportação da madeira serrada de pinus apresentam uma queda a partir de 2005, devido, provavelmente, à desvalorização da moeda americana, trazendo como consequência uma diminuição nas suas exportações. O setor além de exportar, também participa direta ou indiretamente de toda cadeia produtiva da madeira, impulsionando tanto o aumento na oferta de matéria-prima quanto de produtos acabados, gerando impostos e aumentando a oferta de empregos diretos e indiretos.

Com a análise gráfica preliminar, pode-se inferir a inexistência de sazonalidade e não estacionariedade da série de preços.

Os resultados do teste ADF confirmam que as séries de preços, sob análise, não são estacionárias em nível, tendo em vista que os valores calculados são menores em módulo que seus respectivos valores críticos em todos os modelos analisados (Tabela 1).

Na série de preços em primeira diferença com intercepto e com tendência, o  $\tau_{\text{calculado}}$  é de -9,84. Como  $\tau_{\text{crítico}}$  com significância de 1% é -4,02, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada. Então, encerrou-se o processo, verificando que a série de preços é estacionária na primeira diferença (Tabela 2).



Fonte: CEPEA (2008).

**Figura 1.** Preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, janeiro de 1995 a outubro de 2008.  
**Figure 1.** Export price of pine sawn wood in Brazil, January 1995 to October 2008.

**Tabela 1.** Teste de ADF em nível para as séries mensais de preços de exportação da madeira serrada de pinus, janeiro de 1995 a agosto de 2007.

**Table 1.** ADF test at level for the monthly series export price of pine sawn wood in Brazil, January 1995 to August 2007.

Modelo	Estatística*	Valores críticos em nível de 1%	Valores calculados do teste de ADF
Com intercepto e tendência	$\tau_{\tau}$	-4,02	-2,568844
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	0,475803
	$\tau_{\alpha\tau}$	3,78	2,708732
Somente com intercepto	$\tau_{\tau}$	-3,47	-2,698871
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,689893
Sem intercepto e tendência	$\tau_{\tau}$	-2,58	-0,136475

\*Os valores das estatísticas foram obtidos pelas equações 15, 14 e 13 respectivamente.

**Tabela 2.** Resultados do teste de ADF em primeira diferença para as séries mensais de preço de exportação da madeira serrada de pinus, janeiro de 1995 a agosto de 2007.

**Table 2.** Results of the ADF test in first difference for the monthly series export price of pine sawn wood in Brazil, January 1995 to August 2007.

Modelo	Estatística*	Valores críticos em nível de 1%	Valores calculados do teste de ADF
Com intercepto e tendência	$\tau_{\tau}$	-4,02	-9,840423

\* O valor da estatística refere-se à equação 15.

Para a série de preços analisada, na primeira diferença, observou-se na FAC picos nos lags 1,4,e 18, indicando a inclusão do MA(1), MA(4), MA(18) . Na FACP foram observados picos fora do intervalo de confiança nos lags 1, 2, 3 e 5, indicando a inclusão do AR(1), AR(2), AR(3), AR (5) (Figura 2).

Entretanto, para a seleção dos modelos foram considerados a FAC e FACP, o princípio de parcimônia, a significância dos coeficientes, o comportamento dos resíduos e os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SCH). Em outras palavras, foi selecionado o modelo que apresentou menor valor para os critérios AIC e SCH, resíduos com comportamento aleatório do tipo ruído branco e coeficientes significativos, como apresentado a seguir.

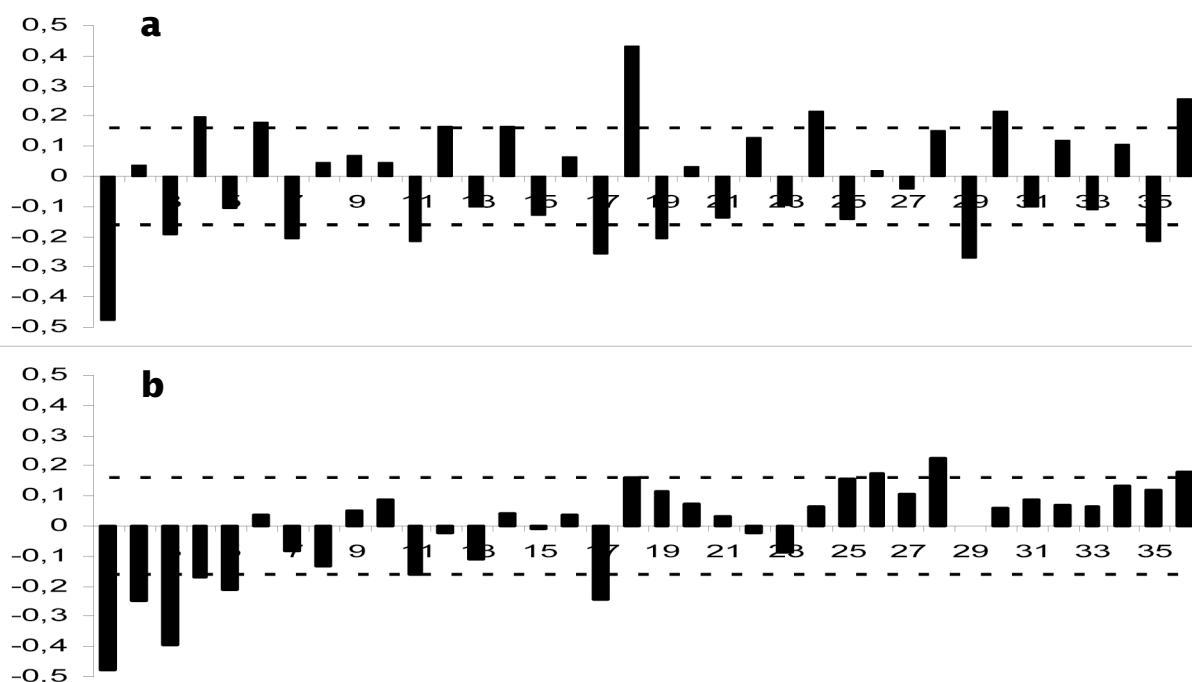
### Estimação

Os resultados da estimação dos parâmetros do processo ARIMA são apresentados na Tabela 3. Vários modelos foram estimados, contudo, na Tabela 3 encontram-se apenas os que apresentaram coeficientes significativos.

Com base nos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SCH), no princípio de parcimônia, na significância dos coeficientes e no comportamento dos resíduos, escolheu-se o modelo I – ARIMA (3,1,0) para previsão do preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil.

Sintetizando, a equação estimada do modelo ARIMA assume a forma apresentada na equação 16.

$$W_t = 0,000629 - 0,751425 W_{t-1} - 0,48254 W_{t-2} - 0,336575 W_{t-3} \quad (16)$$



**Figura 2.** FAC (a) e FACP (b) em primeira diferença para as séries de preços de exportação da madeira serrada de pinus, janeiro de 1995 a agosto de 2007.  
**Figure 2.** FAC (a) and FACP (b) in first difference for the monthly series of export price of pine sawn wood in Brazil, January 1995 to August 2007.

**Tabela 3.** Modelos para previsão do preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil.  
**Table 3.** Models for forecasting export price of pine sawn wood in Brazil.

Modelo	Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Teste t	AIC	SCH
ARIMA(3,1,0)	C	0,000629 <sup>ns</sup>	0,004410	0,142604	-1,095765	-1,014759
	$\theta_1$	-0,751425*	0,078412	-9,582994		
	$\theta_2$	-0,485254*	0,092146	-5,266152		
	$\theta_3$	-0,336575*	0,078594	-4,282428		
II ARIMA(2,1,1)	C	0,000670 <sup>ns</sup>	0,001711	0,391428	-1,156895	-1,076252
	$\theta_1$	-0,867544*	0,061369	-14,13649		
	$\theta_2$	-0,744199*	0,079186	-9,398120		
	$\theta_3$	-0,608295*	0,093605	-6,498536		
III ARIMA(3,1,2)	C	0,000455 <sup>ns</sup>	0,002394	0,190117	-1,141863	-1,020354
	$\theta_1$	-0,134639 <sup>ns</sup>	0,390857	-0,344471		
	$\theta_2$	-0,058813 <sup>ns</sup>	0,343147	-0,171394		
	$\theta_3$	-0,170500 <sup>ns</sup>	0,101541	-1,679131		
	$\theta_1$	-0,736608 <sup>ns</sup>	0,390896	-1,884408		
	$\theta_3$	0,026943 <sup>ns</sup>	0,261804	0,102911		
IV ARIMA(5,1,0)	C	0,000381 <sup>ns</sup>	0,003019	0,126272	-1,141782	-1,019168
	$\theta_1$	-0,849272*	0,082127	-10,34091		
	$\theta_2$	-0,674901*	0,105325	-6,407775		
	$\theta_3$	-0,586543*	0,108554	-5,403240		
	$\theta_4$	-0,347321*	0,105227	-3,300670		
	$\theta_5$	-0,216672*	0,082530	-2,625360		

\* Significativo em nível de 1% de probabilidade; ns = não significativo.

### Avaliação

Na avaliação do modelo escolhido, verificou-se que o comportamento médio dos seus resíduos foi satisfatório, obtendo resíduos do tipo ruído branco, conforme Figura 3. Ao analisar o teste ADF para os resíduos (Tabela 4), rejeitamos a hipótese  $H_0$  (comportamento médio dos seus resíduos foi não satisfatório). Logo, o comportamento é satisfatório, o que está de acordo com o correlograma (ruído branco).

Sendo assim, pode-se afirmar que o modelo apresentou-se satisfatório para as estimações realizadas.

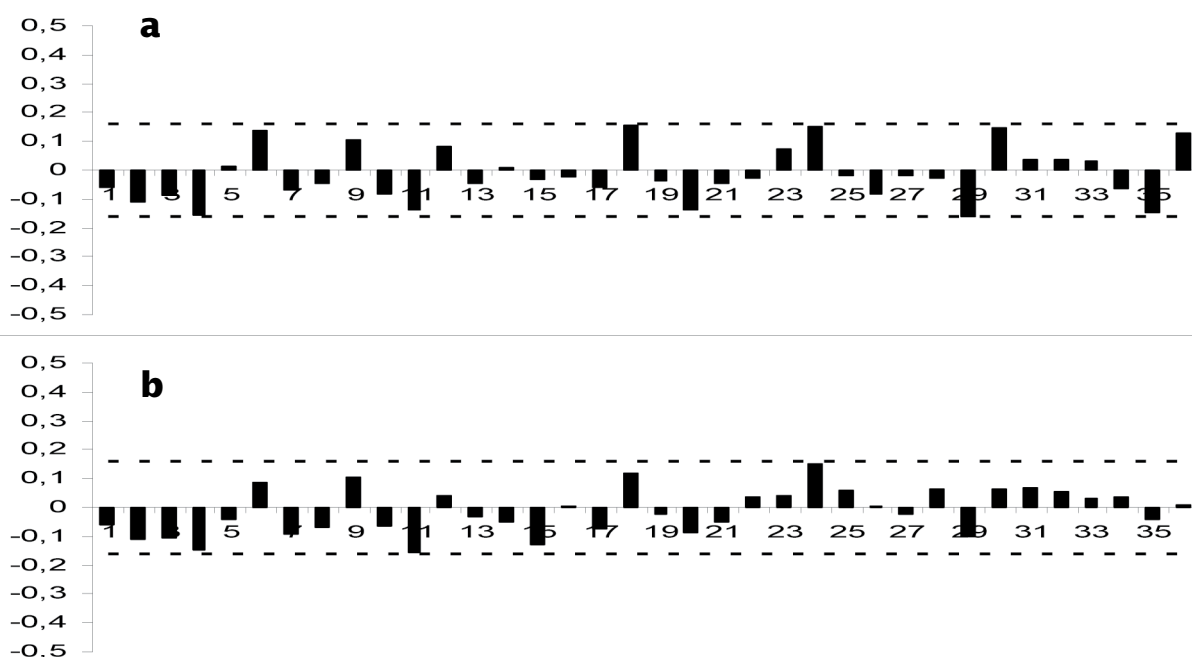
### Previsão

Após a escolha do modelo, foi feita a previsão para as doze observações, no período de setembro de 2007 a agosto de 2008. A Figura 4 apresenta a respectiva série, com o intervalo de confiança de 95%.

**Tabela 4.** Teste ADF em nível nos resíduos.

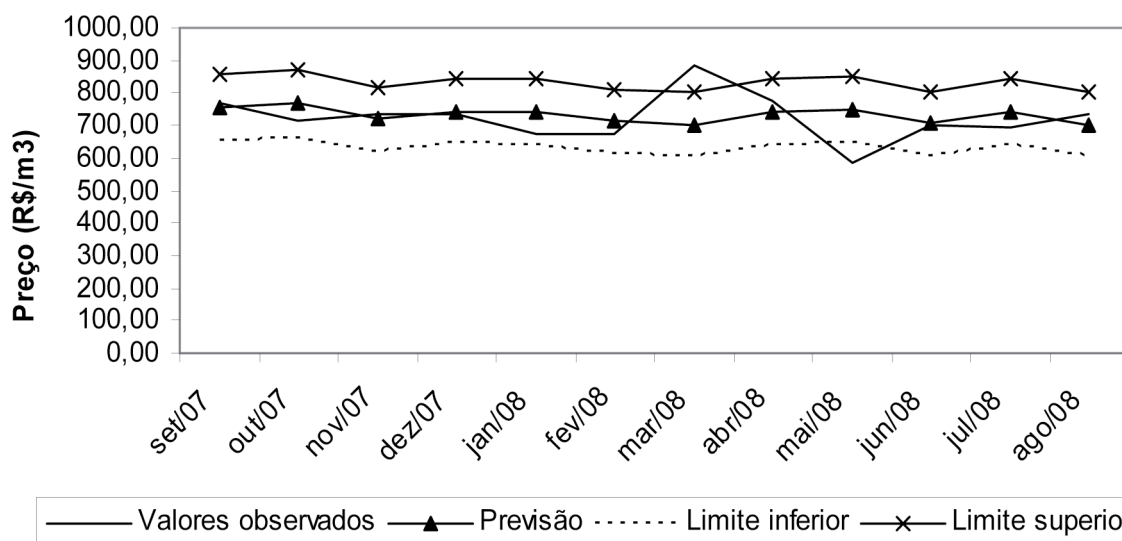
**Table 4.** ADF test level in waste products.

Modelo	Estatística	Valor crítico em nível de 1%	Valor calculado do teste de ADF
Com intercepto e tendência	$\tau_t$	-4,021	-12,81881



**Figura 3.** FAC (a) e FACP (b) dos resíduos do modelo de previsão de preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil.

**Figure 3.** FAC (a) and FACP (b) of wastes of the prediction model for the export price of pine sawn wood in Brazil.



**Figura 4.** Previsão para o preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, no período de setembro de 2007 a agosto de 2008.

**Figure 4.** Forecast for the export price of pine sawn wood in Brazil, in the period September 2007 to August 2008.



As previsões dos preços de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, no período de setembro de 2007 a agosto de 2008, estão na Tabela 5.

A previsão feita pelo modelo I - ARIMA (3,1,0) superestimou o preço de exportação da madeira serrada de pinus em 2,2%, no período de setembro de 2007 a agosto de 2008, sendo que os maiores desvios foram observados em março e maio de 2008 (Tabela 5).

Para avaliar a capacidade de previsão do modelo estimado, foi elaborada a Tabela 6, onde são observados os componentes de desigualdade de Theil, que são úteis para mostrar se o modelo de previsão é adequado. Mais precisamente, um modelo adequado é aquele cujo coeficiente de desigualdade de Theil apresente-se pequeno (próximo de zero) e os componentes de sua decomposição - proporção de tendência e proporção de variância sejam próximos de zero e a proporção de covariância seja próxima de um (SANTOS e LIMA, 2006).

O coeficiente CDT encontrado sugere um bom ajuste do modelo e consequentemente das previsões, pois é de 0,07 para a série analisada. Ressalta-se que, este coeficiente, varia entre zero e um, sendo que zero indica um ajuste perfeito. Quanto mais próximo da uni-

dade pior o ajuste. Com relação à PT, PV e PC, o ideal é valor baixo para PT e PV e valor alto para PC, o que foi observado nos resultados obtidos. Desse modo, pode-se afirmar que o modelo de previsão foi adequado.

## CONCLUSÃO

O modelo I - ARIMA (3,1,0) foi eficiente e apresentou projeção satisfatória para previsão dos preços de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, no período de setembro de 2007 a agosto de 2008.

Os modelos SARIMA não foram identificados, pois não foi constatado efeito de sazonalidade.

A metodologia Box e Jenkins mostra-se de grande utilidade no campo da Ciência Florestal, pois fornece instrumentos para subsidiar decisões futuras com relação a planejamento, como exemplo, para o segmento de madeira serrada de pinus.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAF - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. Anuário estatístico da ABRAF. São Paulo, 2008. (CD-ROM).

**Tabela 5.** Preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, observado e previsto pelo modelo.

**Table 5.** Export price of pine sawn wood in Brazil, observed and predicted by the model.

Período	Valores observados	Previsão	Limite inferior	Limite superior	Erro (%)*
set/07	766,7	755,21	651,9	858,52	-1,5
out/07	713,67	766,14	661,29	871	7,35
nov/07	735,35	718,21	620,03	816,4	-2,33
dez/07	736,75	744,69	643,14	846,23	1,08
jan/08	672,79	743,01	641,69	844,33	10,44
fev/08	670,61	712,59	615,42	809,77	6,26
mar/08	883,24	703,68	607,66	799,7	-20,33
abr/08	778,91	742,02	640,66	843,37	-4,74
mai/08	588,38	745,86	643,78	847,93	26,76
jun/08	697,55	704,71	607,99	801,43	1,03
jul/08	691,47	738,88	637,41	840,34	6,86
ago/08	736,76	703,64	606,95	800,33	-4,5

\* Erro = ((previsão - valores observados)/(valores observados))\*100.

**Tabela 6.** Avaliação da previsão do preço de exportação da madeira serrada de pinus no Brasil, setembro de 2007 a agosto de 2008.

**Table 6.** Evaluation the prediction of the export price of pine sawn wood in Brazil, September 2007 to October 2008.

Testes	Coefficientes
Raiz do erro de previsão quadrático médio (REPQM)	124,4140
Erro absoluto médio (EAM)	88,07669
Percentual do erro absoluto médio (PEAM)	10,02545
Coefficiente de Desigualdade de Theil (CDT)	0,071065
Proporção de tendência (PT)	0,001594
Proporção de variância (PV)	0,089650
Proporção de covariância (PC)	0,908756

- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Times series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Informativo CEPEA – Setor Florestal**. Vários números. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 02/12/2008.
- COELHO JUNIOR, L.M.; REZENDE, J.L.P.; CALEGARIO, N.; SILVA, M.L. Análise longitudinal dos preços do carvão vegetal, no Estado de Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v.30, n.3, p.429-438, 2006a.
- COELHO JUNIOR, L.M.; REZENDE, J.L.P.; SÁFADI, T.; CALEGARIO, N. Análise temporal do preço do carvão vegetal oriundo de floresta nativa e de floresta plantada. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n.70, p.39-48, 2006b.
- EMBRAPA - EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Cultivo do pinus**. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Pinus/CultivodoPinus>>. Acesso em: 04 jan. 2009.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.
- FISCHER, S. **Séries univariantes de tempo metodologia de Box e Jenkins**. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 1982. 186p.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 4.ed. São Paulo: Elsevier, 2006. 812p.
- IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>>. Acesso em: 05 dez. 2008.
- MDIC - MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/>>. Acesso em: 10 dez. 2008.
- NOCE, R.; CARVALHO, R.M.M.A.; SOARES, T.S.; SILVA, M.L. Desempenho do Brasil nas exportações de madeira serrada. **Revista Árvore**, Viçosa, v.27, n.5, p.695-700, 2003.
- OLIVEIRA, R.A.; BUONGIORNO, J.; KMIOTEK, A.M. Time series forecasting models of lumber cash, futures, and basis prices. **Forest Science**, Madison, v.23, n.2, p.269-279, 1977.
- ROCHA, F.G. **Contribuição de modelos de séries temporais para a previsão da arrecadação de ISS**. 2003. 123p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.
- SANTOS, C.M.; LIMA, J.E. Análise de previsão da arrecadação do ICMS no Estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v.5, n.4, p.413-423, 2006.
- SEDDIGHI, H.R.; LAWYER, K.A.; KATOS, A.V. **Econometrics: a practical approach**. London: Routledge, 2000. 396p.
- SILVA, M.L.; SILVA, J.M.A. Análise do comportamento temporal dos preços do carvão vegetal: aplicação do modelo e a avaliação da metodologia "Box and Jenkins". **Revista Árvore**, Viçosa, v.20, n.1, p.57-67, 1996.
- SONG, N. **Structural and forecasting softwood lumber models with a time series approach**. 2003. Disponível em: <[http://etd.lsu.edu/docs/available/etd-07122006-093251/unrestricted/Song\\_dis.pdf](http://etd.lsu.edu/docs/available/etd-07122006-093251/unrestricted/Song_dis.pdf)>. Acesso em: 15 jan. 2008.

Recebido em 05/03/2009  
Aceito para publicação em 01/04/2010