SCIENTIA
FORESTALIS

Análise de previsões do preço da borracha natural no Brasil

Analysis of forecasting the price of natural rubber in Brazil

Naisy Silva Soares[1], Márcio Lopes da Silva[2], João Eustáquio de Lima[3], Sidney Araujo Cordeiro[4]

Resumo

A borracha natural é uma matéria-prima utilizada em vários setores industriais. O presente trabalho objetivou elaborar um modelo para estimar o preço da borracha natural no Brasil utilizando a metodologia de Box e Jenkins em observações mensais, cobrindo o período de janeiro de 1999 a setembro de 2007. Os resultados obtidos indicaram que o modelo adequado para efetuar as previsões do preço da borracha natural no Brasil foi o ARIMA (2,1,1).

Palavras-chave: Séries temporais, Modelo ARIMA, Previsão de preços, Borracha natural

Abstract

Natural rubber is used in many industries. The objective of this paper was to construct a forecasting model for natural rubber price in Brazil, using the Box e Jenkins methodology in monthly observations, covering the period from January 1999 to September 2007. The results obtained showed that the appropriate model for price forecasting in Brazil was ARIMA (2,1,1).

Keywords: Temporal series, ARIMA Models, Price forecasting, Natural rubber

INTRODUÇÃO

A borracha natural é matéria-prima utilizada em vários setores, como: hospitalar/farmacêutico, brinquedos, calçados, construção civil, maquinário agrícola e industrial e autopeças (PEREIRA *et al.*, 2000; BEGA, 2004; BORRACHA NATURAL, 2007).

Em 2005, a produção mundial de borracha natural foi da ordem de 8,7 milhões de toneladas (peso seco) concentrando-se principalmente nos países asiáticos. Mais precisamente, os maiores produtores foram Tailândia respondendo por 33% da produção mundial, Indonésia com 26% e Malásia 13%. Por outro lado, os maiores consumidores mundiais foram China (21%), Estados Unidos (13%), Japão (10%) e Índia (9%) (AGRIANUAL, 2007).

Agrianual (2007) acrescenta que, apesar da seringueira (*Hevea brasiliensis*) ser uma planta originária do Brasil, em 2005, o país respondeu por apenas 1,2% da produção mundial de borracha natural (peso seco), sendo a Região Sudeste responsável pela maior parcela (60,9%) (látex coagulado), seguida pelas regiões Centro-Oeste (21,4%), Nordeste (14,6%), Norte (2,6%) e Sul (0,5%). Os Estados com maior produção no país foram São Paulo (53,5%), Mato Grosso (18,5%) e Bahia (12,6%).

Já o consumo nacional do produto, naquele ano, foi de 297.000 toneladas (peso seco) e as importações, de 203.927 toneladas. A principal origem das importações brasileiras de borracha natural é a Tailândia (45,8%), seguida de Indonésia (29,8%) e Malásia (21,8%) (AGRIANUAL, 2007).

Entretanto, conforme relatam Soares *et al.* (2007), tem-se observado crescimento do consumo, da produção e das importações de borracha natural no Brasil. No período de 1965 a 2005, essas variáveis cresceram a uma taxa média de 5,5%, 3,8% e 7,5% ao ano, respectivamente.

A borracha natural é uma commodity que a cada dia se torna mais importante, tanto para

[1]Doutoranda em Ciência Florestal no Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n – Campus Universitário – Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: naisysilva@yahoo.com.br

[2]Professor Adjunto do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n – Campus Universitário – Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: marlosil@ufv.br

[3]Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n – Campus Universitário – Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: jelima@ufv.br

[4]Doutorando em Ciência Florestal no Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n – Campus Universitário – Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: sidneyufv@yahoo.com.br

produtores agrícolas, (por uma alternativa produtiva), como para insumo industrial. Esta realidade deve-se ao fato que, embora a borracha sintética tenha quase a mesma composição química da borracha natural, suas propriedades físicas são inferiores em muitos produtos, limitando o grau de substituição pela borracha sintética (MERA, 1977; SANTOS e MOTHÉ, 2007). Assim, análises de preços desta commodity, como, por exemplo, análises sobre previsão e riscos de preços, relação entre preços externos e internos ou entre preço e consumo interno, tendências e ciclos, têm sido, cada vez mais, objeto de interesse e estudo de vários agentes deste mercado (GAMEIRO e SARETTA, 2000; NOCE, 2006; SOARES *et al.*, 2008).

Neste contexto, pesquisas que busquem estimar modelos para previsão dos preços da borracha natural no Brasil são importantes para os produtores, por fornecer orientações para selecionar seus empreendimentos, dimensionar suas vendas e planejar o volume de estoques. Para o governo, a realização de estudos sobre este tema, é, também oportuno, pois os resultados destas pesquisa apresentam um potencial para subsidiar o planejamento de políticas de preços para o desenvolvimento desse mercado (SILVA e SILVA, 1996).

Em síntese, a projeção do preço da borracha natural no Brasil apresenta-se como uma importante ferramenta de apoio a tomadas de decisões futuras. Para tanto deve ser de eficiência comprovada, apresentar precisão de resultados, simplicidade nos métodos empregados e, especialmente, confiabilidade estatística do modelo.

Assim, em termos gerais, o presente trabalho teve como objetivo estimar um modelo que permita prever os preços da borracha natural no Brasil.

METODOLOGIA

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: identificação, estimação, avaliação e previsão.

A Identificação compreende um conjunto de procedimentos que buscam proporcionar uma idéia apropriada da estrutura do modelo (FISHER, 1982).

Segundo Rocha (2003), tem-se as seguintes classes de modelos: média móvel; auto-regressivo; média móvel auto-regressivo; média móvel auto-regressivo e integrado; e modelos sazonais.

No modelo de média móvel (MA), a série temporal Y_t é resultado da combinação linear dos termos aleatórios em t e em períodos anteriores. Em sua forma geral um MA(q) leva em consideração q valores defasados de ε (equação 1).

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

em que: θ = parâmetro; e ε_t = termos aleatórios.

No caso do modelo auto-regressivo (AR), 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).

$$Y_t = \varnothing_1 Y_{t-1} + \varnothing_2 Y_{t-2} + \ldots + \varnothing_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que: $\varnothing_t$ = parâmetro; e ε_t = termos aleatórios.

No modelo Média Móvel Auto-regressivo (ARMA), a série temporal Y_t é função de seus valores históricos e dos termos aleatórios correntes e passados. Generalizando, este modelo é representado como (equação 3).

$$Y_t = \varnothing_1 Y_{t-1} + \ldots + \varnothing_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_p\varepsilon_{t-p} \quad (3)$$

No modelo Média Móvel Auto-regressivo e Integrado (ARIMA), se a série temporal analisada não for estacionária em nível, devem ser aplicadas 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).

$$W_t = \varnothing_1 W_{t-1} + \ldots + \varnothing_p W_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (4)$$

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

Os Modelos Sazonais podem ser:
Modelo sazonal auto-regressivo (SAR(P)) que corresponde à versão sazonal do AR(p) (equação 5).

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

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

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

Modelo sazonal auto-regressivo de média móvel (SARMA(P,Q)) que corresponde à versão sazonal do ARMA(p,q) (equação 7).

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

Modelo sazonal auto-regressivo integrado de média móvel (SARIMA(P,D,Q)) o qual é aplicado a séries originais não estacionárias, que após D 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):

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

Quando se considera, em conjunto, as correlações temporais entre observações tomadas em períodos de tempo sucessivos, encontra-se o modelo sazonal multiplicativo geral ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)s, 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 "principio de parcimônia", isto é, deve-se obter um modelo mais simples e com um pequeno número de parâmetros (SILVA e SILVA, 1996).

De acordo com Gujarati (2000) e Enders (1995), as principais ferramentas utilizadas na etapa da identificação do modelo são as funções de autocorrelação (FAC) (equação 9) e de autocorrelação parcial (FACP) (equação 10), assim como os correlogramas resultantes, que são suas representações gráficas.

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

em que: ρ_k = coeficiente de autocorrelação na defasagem k; γ_k = covariância na defasagem k; γ_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):

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

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, pode-se aceitar a hipótese de que o verdadeiro valor de ρ_k é zero, e vice-versa.

A estatística Q de Box e Pierce pode ser utilizada para testar a hipótese conjunta de que todos ρ_k são, simultaneamente, iguais a zero. Essa estatística distribui-se aproximadamente como a distribuição qui-quadrado, com m graus de liberdade, sendo definida como (equação 12) (GUJARATI, 2000):

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

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

Após a identificação do modelo apropriado, a próxima etapa é a Estimação dos parâmetros dos termos auto-regressivos e de média móvel.

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, e por meio do teste de χ^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 seja considerado adequado, é necessário que os resíduos, sejam estimativas do ruído branco, ou seja, suas autocorrelações devem se comportar de maneira aleatória e devem ser não significativas (GUJARATI, 2000).

Além disso, pode-se realizar o teste ADF nos resíduos. Se a hipótese nula de raiz unitária for rejeitada, conclui-se que o modelo está corretamente especificado, e vice-versa. Quando o modelo se mostra inadequado, retorna-se à etapa de identificação, conforme sugere Miranda (2001).

Na etapa da Previsão realiza-se a checagem de confiabilidade da previsão do modelo. Para se obter melhores resultados na utilização do método de Box e Jenkins, a amostra deve conter no mínimo 50 observações, a série deve ser estacionária e homocedástica, além de possuir 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 de previsão de preços.

Silva e Silva (1996), avaliando 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 da referida matéria-prima.

Coelho Junior *et al.* (2006a) dedicaram-se à análise de séries dos preços do metro cúbico de carvão vegetal, em Minas Gerais, utilizando os preços médios pagos por metro cúbico do período de janeiro de 1975 a dezembro de 2002. Os autores observaram que o modelo SARIMA $(2,0,1)(0,1,1)_{12}$ proporcionou melhor ajuste para previsão dos preços do metro cúbico de carvão vegetal, no Estado de Minas Gerais.

Coelho Junior *et al.* (2006b), considerando o período de janeiro de 1999 a abril de 2004, constataram que o SARIMA $(2,1,2)(0,1,0)_{12}$ e o SARIMA $(0,1,2)(0,1,0)_{12}$ proporcionaram melhor ajuste para previsão dos preços do carvão de origem plantada e de origem nativa, respectivamente.

Já, Oliveira *et al.* (1977) utilizaram dados semanais de janeiro de 1973 a dezembro de 1975 para a previsão do preço futuro de diferentes tipos de madeira serrada nos Estados Unidos. O modelo ARIMA mostrou-se o mais eficaz.

Song (2003), por seu turno, adotou a metodologia de Box-Jenkins para estimar o preço da madeira serrada na região sul dos Estados Unidos. Utilizando dados de janeiro referentes ao período 1990 a dezembro de 2003, o autor concluiu que o melhor modelo foi o ARIMA (13,1,0).

Referencial Analítico

Atendendo sugestão de Seddigh *et al.* (2000), ordem do modelo foi verificada pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual pode ser aplicado nas seguintes formas:

sem constante e sem tendência:

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

com constante e sem tendência:

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

com constante e com tendência:

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

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

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

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

Também se utilizou a raiz do erro de previsão quadrático médio (REPQM) (equação 16), erro absoluto médio (EAM) (equação 17), e percentual do erro absoluto médio (PEAM) (equação 18), para verificar o erro de previsão (Eviews, 2004).

$$\text{REPQM} = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \qquad (16)$$

$$\text{EAM} = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \hat{y}_t - y_t \right| / h \qquad (17)$$

$$\text{PEAM} = 100 * \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h \qquad (18)$$

A capacidade de previsões do modelo estimado foi avaliada pelos Componentes de Desigualdade de Theil (equação 19) e pelos Componentes de sua Decomposição - Proporção de Tendenciosidade (equação 20), Proporção de Variância (equação 21) e Proporção de Covariância (equação 22) (Eviews, 2004).

$$CDT = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2 \Big/ h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 \Big/ h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 \Big/ h}} \qquad (19)$$

$$PT = \frac{\left((\sum \hat{y}_t / h) - \bar{y} \right)^2}{\sum \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2 \Big/ h} \qquad (20)$$

$$PV = \frac{\left(s_{\hat{y}} - s_y \right)^2}{\sum \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2 \Big/ h} \qquad (21)$$

$$PC = \frac{2(1-\gamma) s_{\hat{y}} s_y}{\sum \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2 \Big/ h} \qquad (22)$$

Em que, y = preço observado, $\hat{y}$ = preço estimado, $\bar{y}$ = média dos preços = desvio-padrão dos preços, h = número de observações e t = tempo.

Um modelo adequado é aquele cujo Coeficiente de Desigualdade de Theil apresente pequeno (próximo de zero) e os componentes de sua decomposição - Proporção de Tendenciosidade e Proporção de Variância sejam próximos de zero e a Proporção de Covariância seja próxima de um. Com relação às estatísticas relacionadas ao erro, seus resultados indicam o erro das previsões. Assim, o melhor é que o REPQM, EAM e PEAM apresentem valores baixos. Ressalta-se que se o coeficiente de desigualdade de Theil for igual a zero, isso indica um ajuste perfeito. Quanto mais próximo da unidade pior o ajuste (EVIEWS, 2004; SANTOS e LIMA, 2006).

Para observar seu poder preditivo, depois de estimado e avaliado foram realizadas 12 previsões para o modelo escolhido,

Fonte de dados

Os dados utilizados referiam-se aos preços mensais da borracha natural no Brasil (US$/kg), de janeiro de 1999 a setembro de 2007. Esses preços são representados pelo Estado de São Paulo, maior produtor nacional, e foram obtidos no Anuário Estatístico da Agricultura Brasileira (AGRIANUAL, 2007) e na Associação Paulista de Produtores e Beneficiadores de Borracha (APABOR, 2007).

Deve-se ressaltar que os preços utilizados são nominais e que nas estimativas foram deixadas de fora as doze últimas observações com objetivo de fazer uma previsão prévia para melhor avaliar o modelo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Identificação

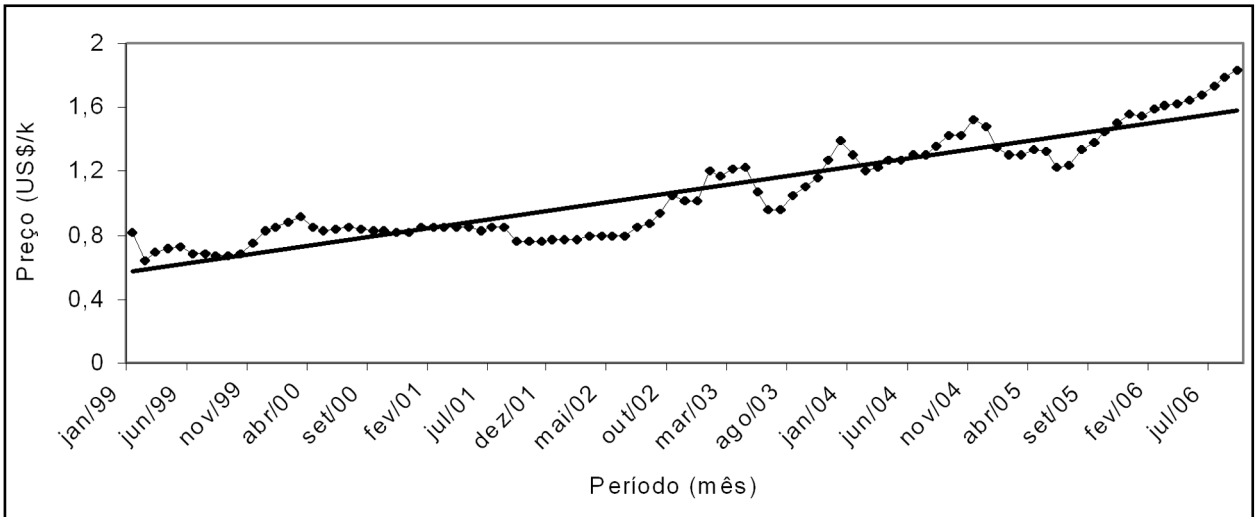
De acordo com Fisher (1982), é conveniente plotar os valores da série observada. Seu gráfico possibilita a visualização de uma série com tendência crescente, geométrica, sugerindo a inexistência de componente sazonal significativa. Por outro lado, pode sugerir a transformação da variável para estabilizar a variância. (isto deve ser incluído no método, e não no resultado).

Sendo assim, na Figura 1 é apresentado o esboço do gráfico com a série mensal de preço da borracha natural no Brasil (US$/kg), no período de janeiro de 1999 a setembro de 2006.

Como se pode observar, os preços da borracha natural no Brasil aumentaram no período analisado. O aquecimento da demanda, com o crescimento da economia mundial, pode explicar este aumento dos preços. Se a economia mundial cresceu, a demanda mundial superou a oferta, então o preço mundial aumentou. Como o Brasil importa esse produto, o preço interno também aumentou (SOARES *et al.*, 2008).

O outro fator que contribuiu para este aumento, segundo Pizzol (2004), foi a criação da Corporação Internacional Tripartite da Borracha (ITRC), em 2002, formada pela Tailândia, Malásia e Indonésia, países que detém, aproximadamente, 90% do volume exportado de borracha natural no mundo. O objetivo da ITRC é elevar os preços da borracha por meio de retenção da oferta.

Dessa forma, com a análise gráfica preliminar, pode-se inferir a existência de tendência crescente, inexistência de sazonalidade e não estacionariedade da série de preços da borracha natural.



Fonte: AGRIANUAL (2001), AGRIANUAL (2007); APABOR (2007).

Figura 1. Preço da borracha natural no Brasil (US$/kg), no período de janeiro de 1999 a setembro de 2006.
Figure 1. Natural rubber price in Brazil (US$/kg) for the period from January 1999 to September 2006.

Os resultados do teste ADF descritos na Tabela 1 confirmam que a série de preço, sob análise, não é estacionária. Tendo em vista que os valores calculados são menores em módulo que seus respectivos valores críticos, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para a série considerada.

Assim, foi necessário processar uma transformação de primeira diferença o que a tornou estacionária. Em outras palavras, a série mensal de preços da borracha natural no Brasil, de janeiro de 1999 a setembro de 2006, é integrada de ordem um, ou seja, ela é $I(1)$ (Tabela 2).

Na primeira diferença, verificou-se que a FACP se inicia com dois picos significativos, sugerindo a inclusão do AR(1) e AR(2). Por outro lado, pela FAC foi constatada, nos valores iniciais, a presença de um pico fora do intervalo de confiança. Assim, tem-se o MA(1) (Figura 2).

Com relação à sazonalidade, esta não foi identificada na FAC e na FACP (Figura 2). Segundo Gameiro e Saretta (2000), a entressafra da seringueira ocorre no segundo semestre. Consequentemente, nos primeiros meses do ano as usinas formam seus estoques. Isto pode explicar a não identificação da sazonalidade na série de preços da borracha natural. As importações brasileiras de borracha natural, também podem explicar a ausência de sazonalidade nos preços, sob análise.

Tabela 1. Resultados do teste de ADF em nível para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil, janeiro de 1999 a setembro de 2006.
Table 1. Results of the ADF level test for monthly series of prices of natural rubber in Brazil from January 1999 to September 2006.

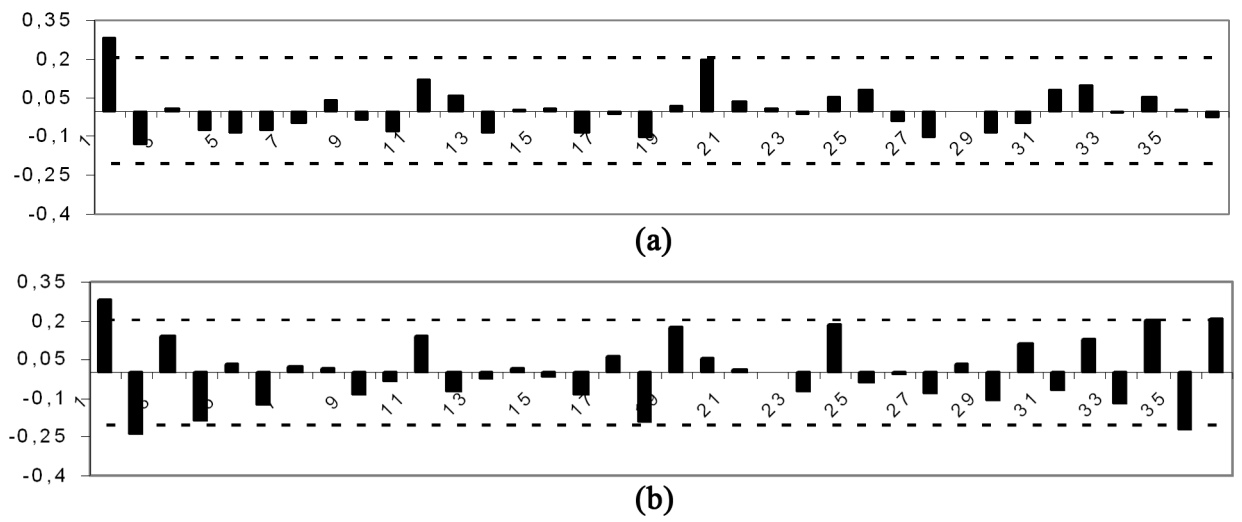
Modelo	Valores Críticos		Valores Calculados do teste de ADF
	$\tau^{\alpha = 0,01}_{critico}$	$\tau^{\alpha = 0,05}_{critico}$	
Com intercepto e tendência	-4,06	-3,46	-2,17
Somente com intercepto	-3,50	-2,89	0,52
Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,96	1,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2. Resultados do teste de ADF em primeira diferença para a série mensal de preços da borracha natural no Brasil, janeiro de 1999 a setembro de 2006.
Table 2. Results of the ADF test in first difference for a monthly series of prices of natural rubber in Brazil, from January 1999 to September 2006.

Modelo	Valores Críticos		Valores Calculados do teste de ADF
	$\tau^{\alpha = 0,01}_{critico}$	$\tau^{\alpha = 0,05}_{critico}$	
Com intercepto e tendência	-4,06 *	-3,46	-5,26
Somente com intercepto	-3,50	-2,89	-5,07
Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-4,64

Fonte: Dados da pesquisa.



Fonte: Dados da Pesquisa.

Figura 2. FAC (a) e FACP (b) em primeira diferença para a série mensal de preço da borracha natural no Brasil, janeiro de 1999 a setembro de 2006.
Figure 2. Function of autocorrelation (ACF) (a) and function of partial autocorrelation (PAC) (b) for monthly price series of natural rubber in Brazil; January 1999 to September 2006.

Deste modo, estimou-se um modelo ARIMA (2,1,1).

Estimação

Os resultados da estimação dos parâmetros do processo ARIMA (2,1,1) são apresentados na Tabela 3.

Assim, a equação do modelo estimada assume a seguinte forma (equação 17):

$$W_t = 0{,}010835 + 1{,}071368\, W_{t-1} - 0{,}309238\, W_{t-2} + \varepsilon_t + 0{,}982319\, \varepsilon_{t-1} \quad (17)$$

Avaliação

Com relação à avaliação do modelo ARIMA (2,1,1), verificou-se que o comportamento médio dos seus resíduos foi satisfatório, podendo ser considerados um ruído branco (Figura 3).

Além disso, os resultados do teste ADF nos resíduos indicaram que se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, uma vez que os valores críticos são maiores em módulo que o $\tau_{calculado}$ (Tabela 4).

Destarte, pode-se afirmar que o modelo apresentou-se satisfatório para a estimação realizada.

Previsão

As estimativas dos preços da borracha natural no Brasil, no período de outubro de 2006 a setembro de 2007, são apresentadas nas Tabela 5 e Figura 4.

A estimativa feita pelo modelo ARIMA (2,1,1) subestimou o preço da borracha natural em 1,76%, no período de outubro de 2006 a setembro de 2007. Os maiores desvios foram verificados em dezembro de 2006 e agosto de 2007.

Tabela 3. Estimativas do modelo ARIMA (2,1,1).
Table 3. Estimates of the ARIMA (2,1,1) model.

Variáveis	Coeficiente	Erro-Padrão	Teste t
C	0,010835 *	0,001388	7,806585
$\varnothing_1$	1,071368 *	0,099609	10,75573
$\varnothing_2$	-0,309238 *	0,090676	-3,410350
θ_1	-0,982319 *	0,032006	-30,69135
AIC = -3,030085	SC = -2,921156		DW = 1,711478 (sc)

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo em nível de 1% de probabilidade; sc = sem correlação serial nos resíduos.

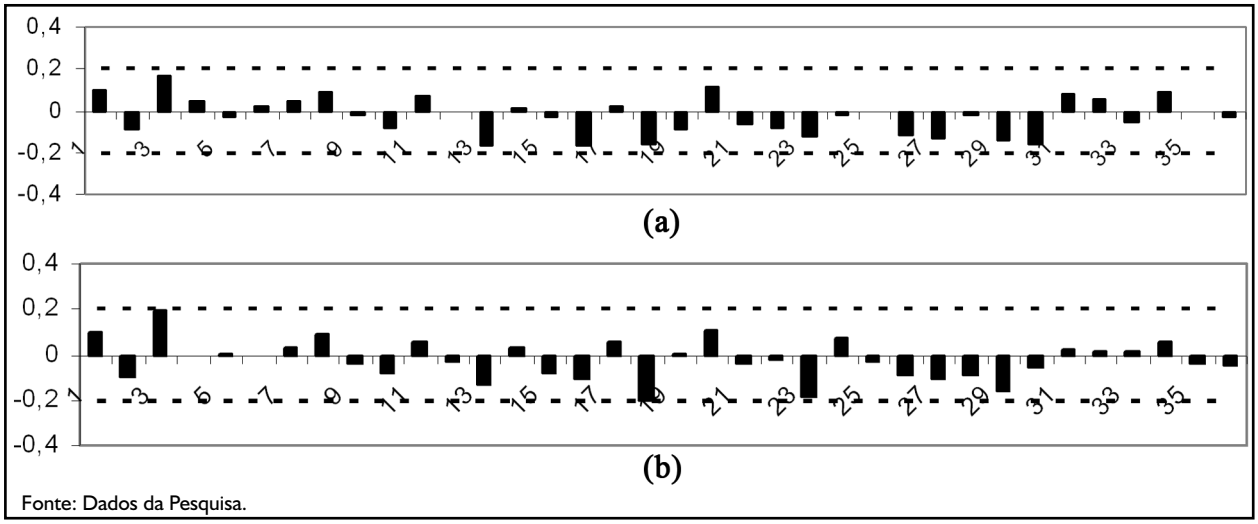


Figura 3. FAC (a) e FACP (b) dos resíduos do modelo ARIMA (2,1,1).
Figure 3. Function of autocorrelation (ACF) (a) and function of partial autocorrelation (PAC) (b) of the residues of the ARIMA (2,1,1) model.

Tabela 4. Resultados do teste ADF em nível nos resíduos do modelo ARIMA (2,1,1).
Table 4. Results of the ADF level test in residues of the ARIMA (2,1,1) model.

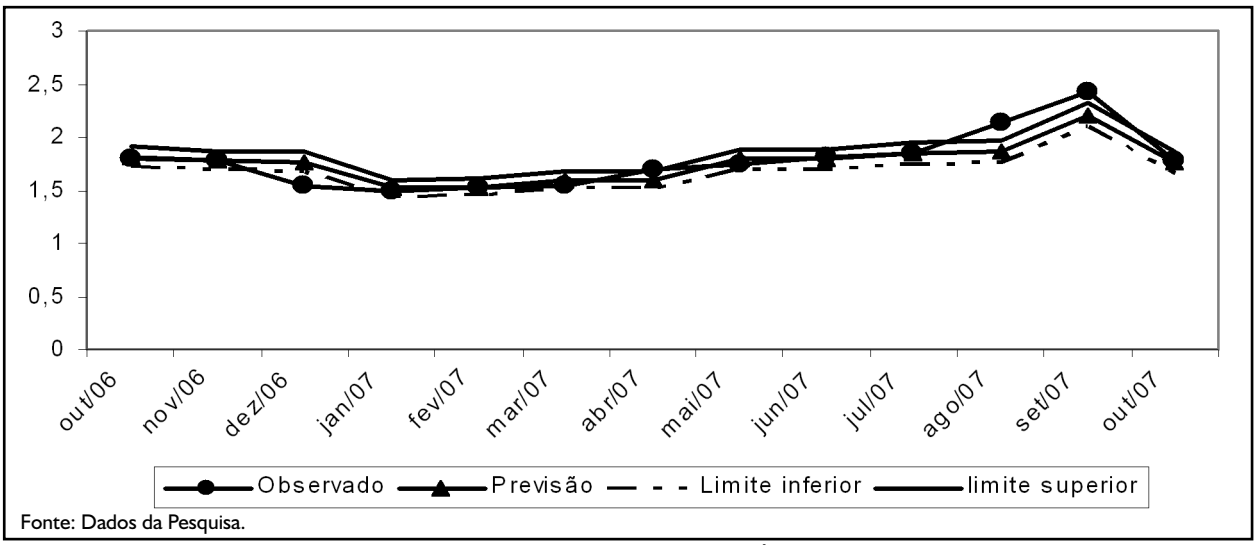
Modelo	Valores Críticos		Valores Calculados do teste de ADF
	$\tau^{\alpha = 0,01}_{critico}$	$\tau^{\alpha = 0,05}_{critico}$	
Com intercepto e tendência	-4,06	-3,46	-4,17
Somente com intercepto	-3,50	-2,89	-4,19
Sem intercepto e sem tendência	-1,94	-2,59	-4,12

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5. Estimativa do preço da borracha natural no Brasil para o período de outubro de 2006 a setembro de 2007.
Table 5. Estimate of the natural rubber price in Brazil for October 2006 to September 2007.

Período	Valores Observados	Previsão	Limite Inferior	Limite Superior	Erro (%)
out/06	1,80	1,82	1,73	1,91	1,11
nov/06	1,78	1,78	1,69	1,87	0,00
dez/06	1,55	1,77	1,68	1,86	14,19
jan/07	1,49	1,52	1,44	1,60	2,01
fev/07	1,53	1,53	1,45	1,61	0,00
mar/07	1,54	1,60	1,52	1,68	3,90
abr/07	1,70	1,60	1,52	1,68	-5,88
mai/07	1,75	1,79	1,70	1,88	2,29
jun/07	1,81	1,79	1,70	1,88	-1,10
jul/07	1,84	1,85	1,75	1,95	0,54
ago/07	2,14	1,86	1,76	1,96	-13,08
set/07	2,42	2,21	2,1	2,32	-8,68
Média	1,78	1,76	1,66	1,86	-0,39

Fonte: Dados da pesquisa.



Fonte: Dados da Pesquisa.

Figura 4. Estimativa do preço da borracha natural no Brasil para o período de outubro de 2006 a setembro de 2007.
Figure 4. Natural rubber price estimate in Brazil from October 2006 to September 2007.

Na Tabela 6 encontram-se os Componentes de Desigualdade de Theil e os Componentes de sua Decomposição - Proporção de Tendenciosidade, Proporção de Variância e Proporção de Covariância (SANTOS e LIMA, 2006).

O coeficiente CDT encontrado sugere um bom ajuste do modelo e consequentemente das previsões, pois é da ordem de 0,02. Com relação à PT, PV e PC, como já foi dito anteriormente, o ideal é valor baixo para PT e PV e valor alto para PC, o que foi observado nos resultados obtidos para o preço da borracha natural no Brasil. Como a REPQM, EAM e PEAM apresentaram valores pequenos, constata-se que as previsões apresentadas na Tabela 5 e na Figura 4 são satisfatórias.

Tabela 6. Avaliação da estimativa do preço da borracha natural no Brasil de outubro de 2006 a setembro de 2007.
Table 6. Evaluation of the natural rubber price estimate in Brazil, from October 2006 to September 2007.

Testes	Resultados
Raiz do erro de previsão quadrático médio (REPQM)	0,0646
Erro absoluto médio (EAM)	0,0438
Percentual do erro absoluto médio (PEAM)	3,8638
Coeficiente de Desigualdade de Theil (CDT)	0,0265
Proporção de tendenciosidade (PT)	0,0014
Proporção de variância (PV)	0,0606
Proporção de covariância (PC)	0,9378

Fonte: Dados da pesquisa.

CONCLUSÃO

De acordo com os resultados obtidos, conclui-se que o modelo ARIMA (2,1,1,) foi eficiente e apresentou projeção satisfatória para previsão dos preços da borracha natural no Brasil, no período de outubro de 2006 a setembro de 2007. Os modelos SARIMA não foram identificados, pois não foi constatado efeito de sazonalidade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRIANUAL. **Anuário Estatístico da Agricultura Brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio, 2001.

AGRIANUAL. **Anuário Estatístico da Agricultura Brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio, 2007.

APABOR - ASSOCIAÇÃO PAULISTA DE PRODUTORES E BENEFICIADORES DE BORRACHA. Disponível em: <http://www.apabor.org..br>. Acesso em: 05/12/2007.

BEGA, R.M. **Heveicultura: alternativa para o pequeno proprietário rural no noroeste paulista**. 2004. 88p. Monografia (Especialização em Gestão do Agronegócio) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2004.

BORRACHA NATURAL BRASILEIRA. Borracha natural. (2007). Disponível em: <http://www.borrachanatural.agr.br/borrachanatural.php>. Acesso em: 12/01/2007.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Times series analysis: forecasting and control**. São Francisco: Holden-Day, 1976.

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, 2006 (a).

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, 2006 (b).

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.

EVIEWS. **User´s guide: version 5.0**. Irvine: QMS, 2004. 978p.

FISHER, S. **Séries univariantes no tempo: metodologia de Box e Jenkins**. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 1982.

GAMEIRO, A.H.; SARETTA, C.B. Preços do petróleo puxam os da borracha. **Preços agrícolas**, Piracicaba, p.1-29, out./nov.2000.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

MERA, R.D.M. **Análise econométrica da estrutura de mercado mundial de borracha natural**. 1977. 73p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1977.

MIRANDA, S.H.G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2001. 257p. Tese (Doutorado em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2001.

NOCE, S.M.L.; OLIVEIRA, J.M.; JACOVINE, L.A.G.; SOARES, N.S. Relação entre risco e retorno e tendência da produção brasileira de borracha natural. In: ALVARENGA, A.P.; ROSADO, P.L.; CARMO, C.A.F.S.; TÔSTO, S.G. **Seringueira: aspectos econômicos sociais e perspectiva para o seu fortalecimento**. Viçosa: UFV, 2006. Cap.9, p.165-180.

OLIVEIRA, R.A.; BUONGIORNO, J.; KMIOTEK, A.M. Time series forecasting models of lumber cash, futures, and basis prices. **Forest Science**, Bethesda, v.23, n.2. p.269–279, 1977.

PEREIRA, J.P; DORETTO, M.; LEAL, A.C.; CASTRO, A.M.G.; RUCKER, N.A. **Cadeia produtiva da borracha natural: análise diagnóstica e demandas atuais no Paraná**. Londrina: IAPAR, 2000. 85p.

PIZZOL, S.J.S. Mercado brasileiro de borracha natural em 2003 e perspectivas para 2004. **Florestar Estatístico**, São Paulo, v.7, n.16, 2004.

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.

SANTOS, G.R.; MOTHÉ, C.G. Prospecção e perspectivas da borracha natural, *Hevea brasiliensis*. **Revista Analytica**, São Paulo, n.26, p.32-41, 2006/2007.

SEDDIGHI, HR.; LAWYER, K.A.; KATOS, A.V. **Econometrics: a pratical approach**. London: Routledge, 2000. 396p.

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

SOARES, N.S.; SILVA, M.L.; LIMA, J.E.; ROSADO, P.L. Relação entre os preços da borracha natural nos mercados doméstico e internacional. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v.17, n.3, p.51–63, 2008.

SOARES, N.S.; VALVERDE, S.R.; SILVA, M.L.; CAMPOS, A.C.; BRAGA, M.J. Demanda brasileira de importação de borracha natural, 1965–2005. CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45, 2007, Rio Branco. **Anais**.... Rio Branco, 2007.

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>. Acesso em: 15/01/2008.

Recebido em 22/03/2008
Aceito para publicação em 04/02/2009