

ANÁLISE LONGITUDINAL DOS PREÇOS DO CARVÃO VEGETAL, NO ESTADO DE MINAS GERAIS¹

Luiz Moreira Coelho Junior², José Luiz Pereira de Rezende², Natalino Calegario² e Márcio Lopes da Silva³

RESUMO – O carvão vegetal é um recurso energético renovável, sendo um dos insumos básicos responsáveis pelo desenvolvimento das indústrias de base florestal no Brasil. O Estado de Minas Gerais é o maior produtor e consumidor desse produto. No presente estudo, dedicou-se à análise das séries longitudinais dos preços do metro cúbico de carvão vegetal, no Estado de Minas Gerais, utilizando os preços médios pagos por metro cúbico, publicados pela ABRACAVE. Para a análise da série, considerou-se o modelo SARIMA, com o objetivo de encontrar os parâmetros que forneçam melhores previsões de preço. Consideraram-se os preços do período de janeiro de 1975 a dezembro de 2002, para ajustar o modelo e o período de janeiro a dezembro de 2003 para validação das projeções. A escolha do modelo mais adequado se baseou nas análises gráficas, nos testes estocásticos e nos critérios de avaliação da ordem do modelo. Entre os modelos estudados, o SARIMA (2,0,1)(0,1,1)₁₂ proporcionou melhor ajuste e de forma parcimoniosa. Apesar de ter ocorrido um fator aleatório que distorceu os valores reais dos preços do carvão vegetal, as projeções fornecidas pelo modelo ficaram dentro dos limites de significância estabelecidos.

Palavras-chave: Preço do carvão vegetal, série temporal, tendência, sazonalidade e previsão.

LONGITUDINAL ANALYSIS OF WOOD CHARCOAL PRICES IN THE STATE OF MINAS GERAIS

ABSTRACT – Wood charcoal is a renewable energetic resource responsible for the development of the forest key industries in Brazil. The State of Minas Gerais is the largest producer and consumer of charcoal. This study analyzed the longitudinal series of charcoal prices, in the State of Minas Gerais. Average m³ of charcoal prices published by ABRACAVE was used. For analyzing the series, it was used the SARIMA model, in order to find the parameters and to supply better forecasts for charcoal prices. The period from January 1975 to December 2002 was considered to adjust the model and the period from January to December of 2003 for validating the projections of the model. The choice of the most appropriate model was based on graphical analyses, stochastic tests and criteria for evaluation of the model order. Among the studied models, SARIMA (2,0,1)(0,1,1)₁₂ provided better adjustment and in a economical way. In spite of the appearance of a random factor that distorted the real values of charcoal prices, the projections provided by the model were within the limits of the established significance.

Keywords: Charcoal price, time series, tendency, seasonality and forecast.

1. INTRODUÇÃO

O carvão vegetal é um recurso energético renovável que contribui significativamente para o desenvolvimento das indústrias de base florestal no Brasil. Sua oferta é instável, pois depende de condições edafoclimáticas,

gerando desajustamento entre oferta e demanda. Essas instabilidades nos preços são ocasionadas por flutuações estacionais e aleatórias no decorrer do ano, sendo necessário conhecer melhor esse comportamento para delinear políticas que minimizem seus efeitos (REZENDE et al., 1988).

¹ Recebido em 21.01.2005 e aceito para publicação em 05.04.2006.

² Departamento de Ciências Florestais da UFLA, 37200-000 Lavras-MG.

³ Departamento de Engenharia Florestal da UFV, 36570-000 Viçosa-MG.

O consumo de carvão vegetal localiza-se, principalmente, na indústria siderúrgica nacional, em que é usado como termorreductor do minério de ferro para produção de ferro-gusa. A siderurgia brasileira também utiliza o coque mineral, insumo substituto, como termorreductor do minério de ferro. Contudo, o carvão mineral brasileiro possui baixa qualidade (alto teor de cinzas) e, por isso, foi gradativamente substituído por coque importado, principalmente dos EUA, da Polônia, do Canadá e da Austrália (PAULA, 1992).

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 carvão vegetal, as séries de preço para compra e venda representam uma fonte de dados em que essa metodologia pode ser aplicada, para se obterem informações a respeito do comportamento dos preços.

Os problemas causados por essas variações de preços podem ser estudados por análise que relacionem esses fatores com seus efeitos sobre o comportamento do mercado. O conhecimento de tais relações entre oferta e demanda de carvão vegetal e suas variações de preços fornecem elementos importantes para a previsão do comportamento futuro (SILVA e PEREIRA, 1981).

A indústria siderúrgica brasileira depende crucialmente do carvão vegetal, em sua busca de eficiência energética, por causa da iminente escassez futura do petróleo.

Visando garantir esse suprimento, as empresas vêm estabelecendo reflorestamentos em várias regiões do país. A matéria-prima é também fornecida por pequenos produtores ou carvoeiros independentes. Nos últimos anos, tem-se observado diminuição no consumo total de carvão vegetal. Tal fato pode ocorrer devido à queda do preço do petróleo e do coque (combustíveis fósseis) no mercado internacional. Paralelamente, tem havido enorme pressão da sociedade para que se reduza o uso do carvão vegetal oriundo de florestas nativas (ABRACAVE, 2002; BRASIL, 2002).

Silva e Silva (1996) aplicaram o método de Box e Jenkins à série de preço do metro cúbico de carvão vegetal em Minas Gerais, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1992. Das metodologias estudadas, a que forneceu o melhor modelo foi a de Box & Jenkins. O melhor modelo ajustado foi o ARIMA (1,1,1), mas os autores não conseguiram identificar os efeitos da sazonalidade.

Há necessidade de atualizar as séries de preço para que tanto empresas quanto produtores possam dispor de informações de qualidade e atualizadas para a tomada de decisões e de planejamento. Este trabalho analisou as séries longitudinais dos preços de carvão vegetal com os seguintes objetivos específicos: Estimar o modelo da família ARIMA dos preços mensais de carvão vegetal; e, com base nos resultados encontrados, projetar os preços de carvão vegetal, em Minas Gerais, para 2003, comparando-se com a série original e verificando a validade do modelo encontrado.

2. MATERIALE MÉTODOS

Os dados utilizados foram obtidos dos Anuários Estatísticos da Abracave (1976-2003), hoje Associação Mineira de Silvicultura (AMS), e referem-se aos preços médios mensais pagos por metro cúbico de carvão vegetal no Estado de Minas Gerais (média aritmética de todas as regiões mencionadas no anuário), no período de janeiro de 1975 a dezembro de 2003. Para ajuste do modelo, consideraram-se os anos de 1975 a 2002. Reservou-se o ano de 2003 para validação como fonte de comparação dos dados da previsão para escolha do melhor modelo.

Os preços médios foram convertidos em dólar comercial americano, oficial do Banco Central do Brasil (PTAX 800), a preço de venda (BRASIL, 2004). O dólar é utilizado como parâmetro para o comércio exterior e o mercado financeiro. Na análise de séries temporais, muitos estudos brasileiros não utilizam o índice de correção monetária americana, o que pode influenciar os preços reais dos produtos. No presente estudo, considerou-se o deflator americano através do *Consumer Price Index* (CPI), ano-base 1982-1984 = 100, publicado pelo Bureau of Labor Statistics (2004).

Os preços são considerados como série temporal. Uma série temporal pode ser definida como um conjunto de observações de uma variável dispostas sequencialmente no tempo e pode ser classificada como determinística ou não-determinística (MORETTIN e TOLOI, 1987). A série temporal y_t pode ser representada por um modelo Sazonal Auto Regressivo Integrado Média Móvel [SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)_s]. Se a série for não-estacionária, existindo um fator sazonal, aplica-se o operador-diferença para torná-la estacionária, na média.

O defensor dessa metodologia foi Box e Jenkins (1976), baseado nos parâmetros limitados ao modelo de propriedade de segunda ordem. Levando-se em conta que, se os erros são sucessivamente dependentes, as observações também o serão. Essa metodologia constrói modelos que descrevem com precisão, e de forma parcimoniosa, o processo gerador da série temporal, proporcionando, dessa forma, previsões acuradas de valores futuros.

Uma condição básica para aplicação do método é ajustá-lo para o resíduo através de uma série estacionária, com variância finita. Para isso, foi considerado o processo Auto Regressivo – Média móvel de ordem p e q , [ARMA(p,q)], definido por:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}$$

em que ϕ_i , ($i=1,2,\dots,p$) são parâmetros auto-regressivos do modelo em que ajusta os valores passados de y_t do instante imediatamente anterior até o mais distante representado por p . Os valores de a_t significam uma seqüência de choques aleatórios e independentes uns dos outros; a_t é uma porção não-controlável do modelo e chamado normalmente de ruído branco (*white noise*). Os parâmetros θ_j , ($j=1,2,\dots,q$) do modelo de médias móveis possibilita escrever a série em função dos choques passados. Em geral, cada a_t é considerado como tendo distribuição normal, média zero, variância constante e não-correlacionado.

Uma série não-estacionária, com algumas transformações nos dados, como cálculo da 1ª ou 2ª diferença, permite chegar a uma série estacionária, sobre a qual a metodologia pode ser aplicada. Estimativas dos parâmetros são feitas pela função de distribuição normal ou gaussiana. A aplicação do modelo SARIMA segue as seguintes etapas: identificação e ajuste dos parâmetros, estimativa do modelo, diagnóstico dos resíduos e previsão (FISCHER, 1982; SILVA e SILVA, 1996; VENABLE e RIPLLEY, 1999).

A etapa de identificação é a fase mais crítica do modelo, que consiste em determinar a ordem do modelo em 1, 2 ou 3 parâmetros, com base no “princípio de parcimônia”, ou seja, obter um modelo mais simples com pequeno número de parâmetros.

Foram utilizadas duas aproximações fundamentais para a análise de séries temporais: análise no **domínio do tempo** e análise no **domínio da frequência**. Essas duas aproximações são processadas de forma

diferente e podem ser vistas como sendo distintas, contudo não são independentes, sendo na verdade complementares e ligadas matematicamente.

As análises de **domínio do tempo** caracterizam as séries de dados nos mesmos termos em que são observados e reportados. A ferramenta primária para a caracterização de relações entre valores de dados na aproximação do domínio temporal é a Função de Autocorrelação (ACF), que se baseia na suposição da estacionariedade de segunda ordem.

As análises no **domínio da frequência** representam as séries de dados em termos de contribuições, ocorrendo em diferentes escalas temporais, ou frequências características. Cada escala temporal é representada por um par de funções seno e cosseno, com base nas funções harmônicas da trigonometria. A ferramenta básica para calcular a densidade espectral é o periodograma. Para uma frequência ω , computa-se a correlação quadrada efetiva entre a série e a frequência ω , que ondula seno/cosseno por:

$$I(\omega) = \frac{\left| \sum_{t=1}^n e^{-i\omega t} X_t \right|^2 / n}{n} = \frac{1}{n} \left[\left\{ \sum_{t=1}^n X_t \sin(\omega t) \right\}^2 + \left\{ \sum_{t=1}^n X_t \cos(\omega t) \right\}^2 \right]$$

em que:

$I(\omega)$ = periodograma;

$\omega = \frac{2\pi}{n}$ = frequência fundamental ou ciclo completo;

n = número de observações;

X_t = série variando durante um período de tempo; e

$t = 1, \dots, n$.

A série completa é considerada como resultante de efeitos combinados de uma coleção de ondas senoidais e cossenoidais, oscilando em diferentes taxas (BLOOMFIELD, 1976). Assim, o próprio periodograma não provém de um estimador consistente da densidade espectral, mas pode-se calcular a suavidade posterior de uma média adjacente distribuída independentemente do anúncio das ordenadas do periodograma, obtendo-se a estimativa menos variável de $f(\omega)$. Um núcleo mais suavizado é usado da forma:

$$\hat{f}(\omega) = \frac{1}{h} \int K\left(\frac{\lambda - \omega}{h}\right) I(\lambda) d\lambda \approx \frac{2\pi}{nh} \sum_k K\left(\frac{\omega_k - \omega}{h}\right) I(\omega_k) = \sum_k g_k I(\omega_k)$$

para uma probabilidade de densidade K . O parâmetro h controla o grau de suavização. Mas, se h aumenta,

a variância decresce; no entanto, a tendência cresce. A escala dos espectros é dada através de decibéis, ou seja: $10 \log_{10} I(\omega)$.

Para estimar os parâmetros ϕ 's do modelo AR, os parâmetros θ 's do modelo MA, utilizou-se o método da máxima verossimilhança (*Maximum Likelihood*), que considera um intervalo de confiança de 95%, para que a estimativa satisfaça as condições da invertibilidade e unicidade dos parâmetros.

Depois da estimativa do modelo foi plotada e realizada a verificação, ou diagnóstico, que compreende: verificação dos parâmetros estimados e análise dos resíduos e dos critérios de informação. O critério de informação utilizado foi o *Akaike information criterion* (AIC), assim:

$$AIC = -2\ln(L) + 2(p+q)$$

em que T é o número de observações usadas. Idealmente, o AIC deve ser o menor possível, medindo quanto o modelo estimado se ajusta aos dados (AKAIKE, 1977). O diagnóstico é feito para verificar a validade do modelo e o teste de Box e Pierce (1970) *portmanteau test*:

$$Q_k = n \sum_{i=1}^k c_i^2$$

em que n = n° de observações; d = grau de diferenciação; e c_k = autocorrelação dos resíduos. O modelo é aceito se $Q \leq \chi^2(\theta, k - N)$, em que χ^2 é o qui-quadrado, q

o nível de significância, k a ordem de defasagem e N o número de parâmetros.

Após o término do processo iterativo de identificação, estimativa e checagem do diagnóstico, o qual proporciona uma estimativa do modelo da série que se ajusta aos dados da realidade, pode-se utilizá-lo para prever valores futuros da variável.

Os processos de previsão com modelos de séries de tempo são procedimentos que visam estender a valores futuros o modelo descrito e ajustado aos valores passados e ao valor presente da variável. Portanto, a previsão se torna o cálculo do valor esperado de uma futura observação, condicionada aos valores passados e ao valor presente da variável.

A manipulação dos dados foi feita através dos softwares Excel, S-PLUS 2000 e SAS, e os métodos computacionais utilizados para modelagem da família ARIMA foram obtidos de Venable e Ripley (1999).

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1, apresentam-se os preços reais, em dólar (US\$), do metro cúbico de carvão vegetal praticados no Estado de Minas Gerais, no período de janeiro de 1975 a dezembro de 2002. Observa-se, nessa figura, que as variações longitudinais das séries temporais dos preços de carvão vegetal estão decrescendo ao longo do tempo.

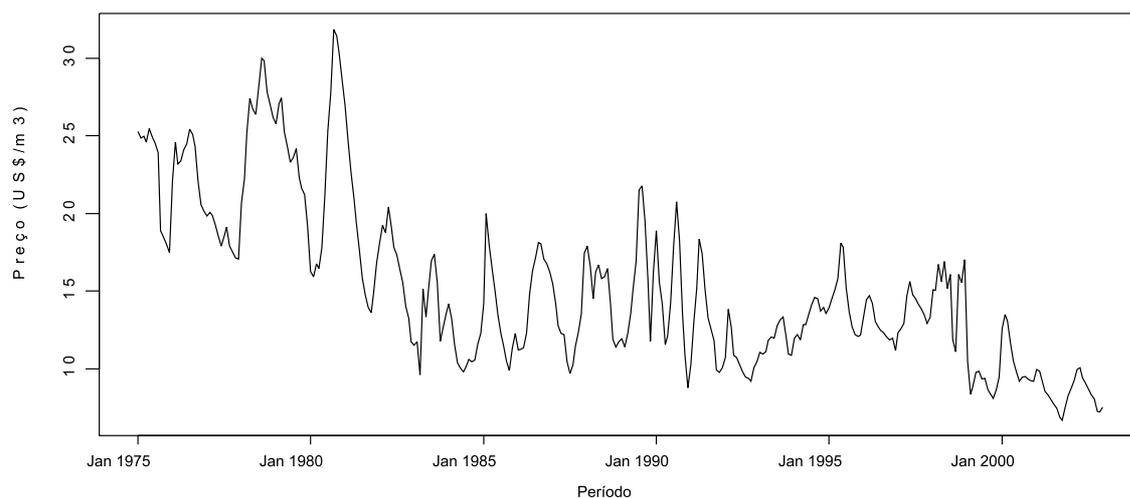


Figura 1 – Preço real do carvão vegetal (US\$/m³) no período de 1975 a 2002 (base 1982-84=100).
Figure 1 – Real price of charcoal (US\$/m³) in the period from 1975 to 2002 (base 1982-84=100).

Essas oscilações nos preços, de maneira geral, são refletidas pelos efeitos macroeconômicos da política brasileira no período analisado. Também se pode dizer que, além da queda dos preços do barril de petróleo e seus derivados, o carvão mineral no mercado internacional (BRASIL, 2002) também influenciou a defasagem dos preços de carvão no período analisado.

O aumento na demanda de carvão vegetal no início da década de 1980, segundo dados da Abracave, ocorreu por causa da expansão da indústria de cerâmica e fábricas de cimento, entre outros, e a área plantada com o gênero *Eucalyptus* foi aumentando ainda sob a influência dos incentivos fiscais até o término, em 1988. As crises do petróleo, o milagre econômico e as políticas econômicas influenciaram, de alguma forma, a busca de fontes substitutas de energia (o carvão vegetal, o coque e o álcool).

Um fator que também influenciou a queda dos preços do carvão vegetal no anos de 1980 foi o progresso tecnológico no setor florestal. Segundo Souza et al. (2002), houve um aumento na produtividade volumétrica por hectare e diminuição nos custos de produção ao longo do tempo.

Outros fatores relacionados ao progresso tecnológico, que tiveram efeito sobre a queda dos preços

de carvão vegetal, foram a elevação de 300% da produtividade na área plantada, a redução de 35% na relação metro de carvão-tonelada de gusa e o aumento de 35% na densidade do carvão, provocando, assim, diminuição nos custos de produção de gusa e no consumo de carvão vegetal (REZENDE et al., 2002).

Apenas a análise da Figura 1 não é suficiente para identificar se a série é estacionária ou não, mas, supondo-se que não seja estacionária e surgem efeitos de sazonalidade, é necessário analisar as Funções de Autocorrelação (ACF) e de Autocorrelação Parcial (PACF) (Figura 2).

Nota-se, pela Figura 2, que na ACF ocorre mistura exponencial e de forma senoidal, típico do processo auto-regressivo, comprovando que a série é não-estacionária, indicando que o modelo a ser gerado é o SARIMA (p,d,q)x(P,D,Q)_s, para torná-la estacionária, apresentando média e variância constantes e co-variância invariável.

O PACF determina a ordem do processo auto-regressivo (AR) mostrada na Figura 2. Observou-se que a PACF tem defasagem de tamanho 2 significativa na parte não-sazonal. Isso fornece bons indícios de que o processo é AR (2).

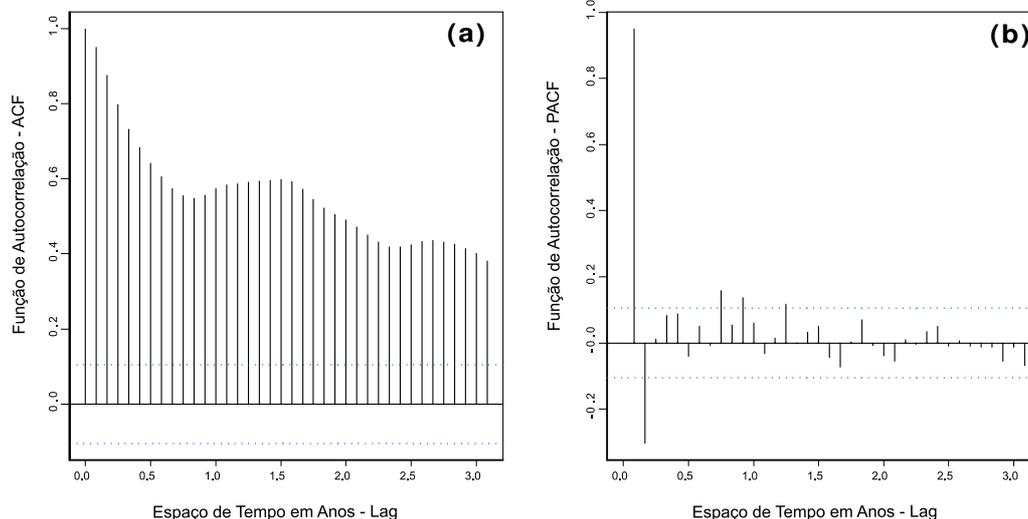


Figura 2 – Função de autocorrelação (ACF) (a) e função de autocorrelação parcial (PACF) (b) das séries de preço do carvão vegetal em Minas Gerais.

Figure 2 – Function of Autocorrelation (ACF) (a) and Function of Partial Autocorrelation (PAC) (b) of price series of charcoal, in Minas Gerais State.

Para confirmar a identificação do modelo a ser estimado, usa-se também o domínio da frequência para melhor interpretar a série observada. Analisando as densidades espectrais estimadas na Figura 3, podem-se ver, separadamente, as contribuições dos processos variando em diferentes velocidades em *decibéis* (dB) do espectro no eixo vertical.

Verifica-se, nessa figura, que o espectro mostra a variação nos dados originais, que é referente às oscilações para as frequências harmônicas, com um intervalo de confiança de 95%.

Na Figura 3a, apresenta-se o periodograma da série original com comprimento da onda da banda, ou seja, é a distância entre uma crista e outra, sendo igual a 0,013098 da frequência, e a intensidade do espectro varia entre (-5,88, 17,57) dB. A partir do momento que suaviza o periodograma na Figura 3b, o comprimento da onda da banda aumenta, sendo igual a 0,0449395, diminuindo a velocidade das densidades espectrais, buscando os efeitos sazonais e no curto prazo e demonstrando os aspectos da tendência (-3.37614 , 5.56019) dB. Chega-se à conclusão de que é necessário

utilizar a primeira diferença para tornar a série estacionária, caso típico de uma série econômica.

Após a identificação da necessidade de utilizar a primeira diferença na série original, sendo $Y_t = T_t + S_t + a_t$, transforma-se a série original em uma série diferenciada (Y_t), ou seja, a série sazonalmente ajustada e sem a tendência está representada na Figura 4a.

Como a série original é não-estacionária (ou seja, os preços não variavam em torno de uma média constante) e possui sazonalidade, foi necessário processar uma transformação de 1ª diferença nos dados para retirar a tendência e verificar a parte sazonal através da Função de Autocorrelação (Figura 4b), que pode ser visualizada pelo resultado dos “lags” 12 significativo, ou seja, fora do intervalo de significância representado pela linha pontilhada.

Após identificar os valores de p, d e q através do domínio do tempo e domínio da frequência, estimaram-se os parâmetros do modelo proposto, verificando o parâmetro AR (2), conforme apontado pelas análises de ACF e PACF.

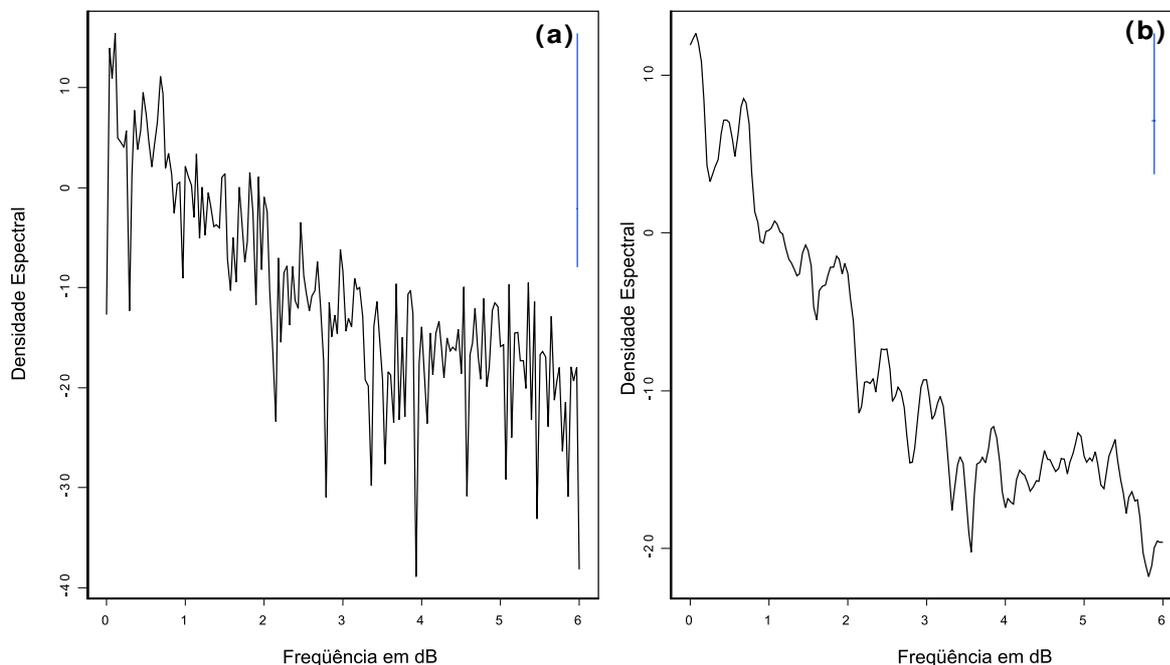


Figura 3 – Densidade espectral estimada das séries de preço do carvão vegetal em Minas Gerais.

Figure 3 – Estimated spectral density of price series of charcoal, in Minas Gerais State.

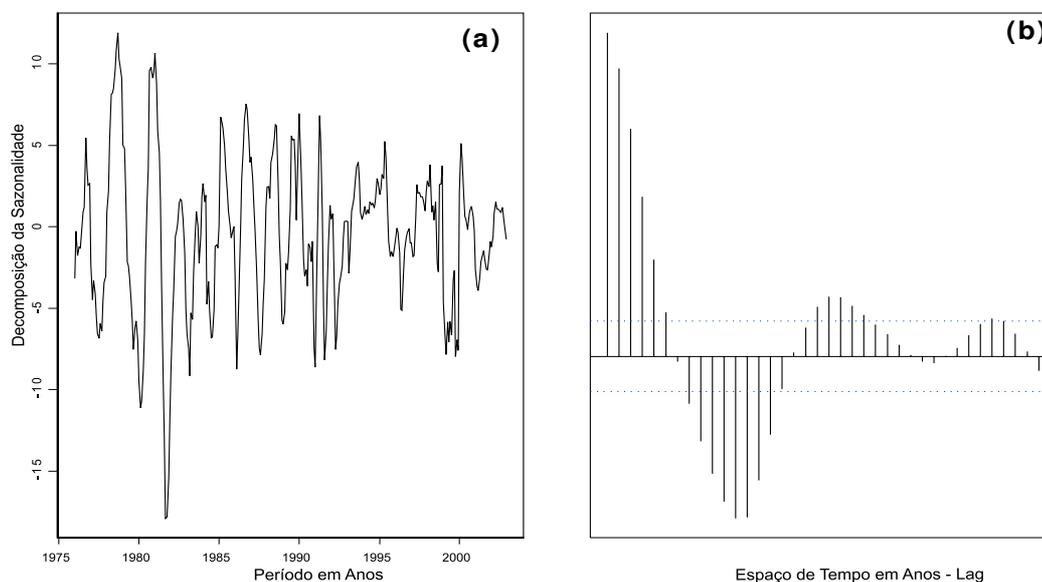


Figura 4 – Decomposição da sazonalidade da série de preços do carvão vegetal em Minas Gerais.
Figure 4 – Decomposition of the seasonality of price series of charcoal, in Minas Gerais State.

Foram pré-selecionados os modelos SARIMA $(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$, SARIMA $(2,0,0) \times (0,1,1)_{12}$, SARIMA $(1,1,2) \times (0,0,1)_{12}$ e SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$ de acordo com os critérios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão foi o SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$:

$$Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})a_t}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - B^{12})}$$

As estimativas dos parâmetros que satisfizeram as condições de estacionariedade, sazonalidade e invertibilidade foram feitas conforme a Tabela 1.

A equação do modelo SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$ estimada assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{(1 + 0,1124\theta_1 B)(1 - 0,8876\Theta_1 B^{12})a_t}{(1 - 1,18372\phi_1 B + 0,28708\phi_2 B^2)(1 - B^{12})}$$

Após o modelo ter sido identificado, chega-se à etapa de verificação da correção ou não da escolha do modelo, que consiste em avaliar se os resíduos do modelo formam um processo de ruído branco. O teste mais comum, que é utilizado e sugerido por Box e Jenkins (1976), é o *portmanteu test*, através da estatística “Q”, além das análises gráficas dos resíduos padronizados, das ACF e PACF (Figura 5).

Analisando a Figura 5, nota-se que o gráfico dos resíduos já apresenta estacionariedade (Figura 5a). Foram retiradas todas as autocorrelações existentes, que podem ser vistas através das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (Figura 5bc).

Tabela 1 – Estimativa dos parâmetros do modelo SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$
Table 1 – Estimate of SARIMA'S $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$ model parameters

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
θ_1	-0,1124	0,04889	-2,30	0,0215
Θ_1	0,8876	0,05787	15,34	<0,0001
ϕ_1	1,18372	0,0593	19,96	<0,0001
ϕ_2	-0,28708	0,05672	-5,06	<0,0001
AIC			1200,503	
SBC			1215,626	

Nota-se que poucos coeficientes dessas funções apresentaram valores superiores à linha de controle, respeitando a condição de ruído branco. Observa, nessa figura, que os níveis de significância, para o teste da Estatística do Qui-Quadrado de Ljung-Box (Figura 5d), indicam que as autocorrelações do modelo são significativas. Portanto, o modelo escolhido atende às exigências da teoria, considerando-se, assim, encerrada a construção do modelo SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$.

Para essa série de preços de carvão vegetal em Minas Gerais, optou-se inferir valores previstos para 12 períodos adiante, ou seja, a partir da observação 336, correspondente ao mês de janeiro de 2003, conforme mostrado na Figura 6 e Tabela 2.

Verificando as projeções futuras do modelo SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$ e comparando com os valores reais (Tabela 2), certifica-se que as previsões foram boas, estando entre o limite superior e a previsão. O erro quadrado médio da previsão foi igual a 4,07.

A partir do início do século XXI, parece que uma nova tendência se estabelece, na qual o aumento real dos preços também se estabeleceu. Logo, com o aumento do preço da madeira, pressionado pelos múltiplos usos, os custos de produção do carvão tendem a aumentar em Minas Gerais.

Nota-se que, no mês de abril de 2003, os valores reais subiram, fato que pode ter sido devido ao aumento do preço do petróleo e ao marco da guerra dos Estados Unidos contra o Iraque.

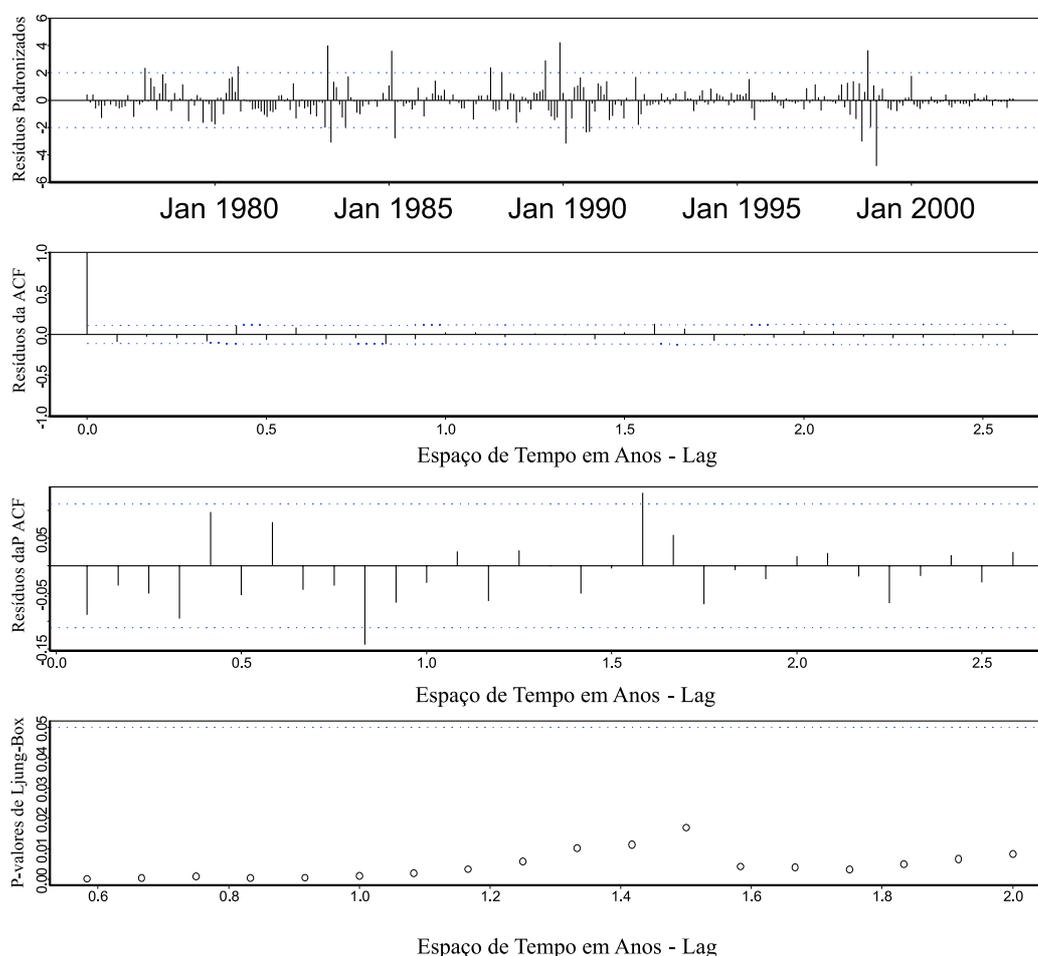


Figura 5 – Diagnóstico do modelo SARIMA $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$
Figure 5 – Diagnosis of SARIMA's $(2,0,1) \times (0,1,1)_{12}$ model.

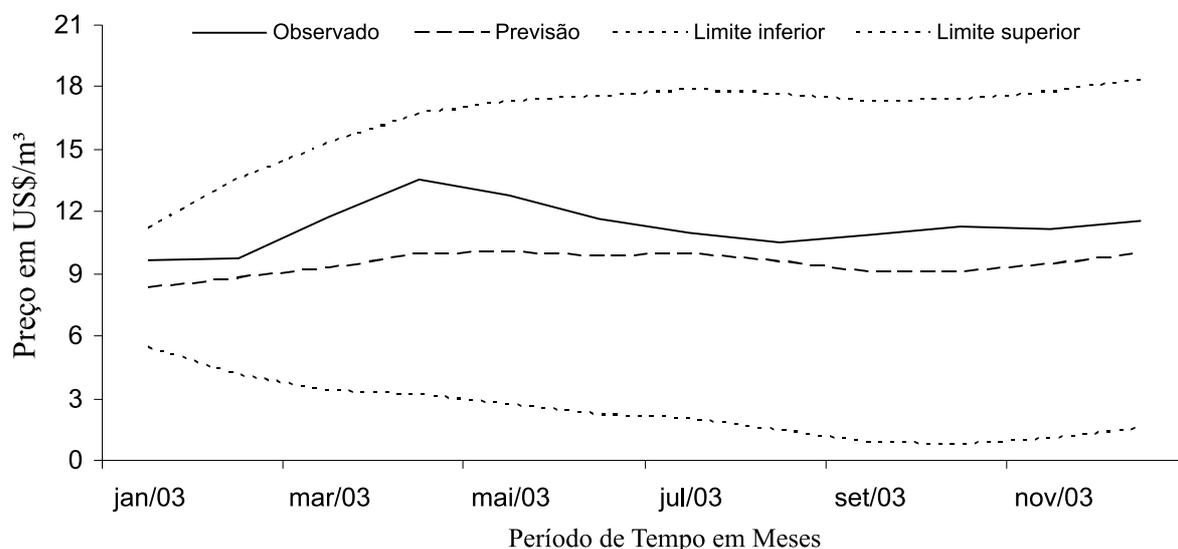


Figura 6 – Previsão para o ano de 2003 do modelo proposto e os preços do metro cúbico de carvão vegetal do Estado de Minas Gerais, como forma de comparação.

Figure 6 – Forecast for 2003 of the proposed model and the prices of the cubic meter of charcoal in Minas Gerais State, for comparison purpose.

Tabela 2 – Preços observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2003

Table 2 – Observed prices and forecast made by the model for 2003

Mês	Observado	Previsão	Erro-Padrão da Previsão	Limite Inferior	Limite Superior
Jan/03	9,66	7,83	1,4311	5,03	10,64
Fev/03	9,77	8,19	2,3461	3,59	12,79
Mar/03	11,72	8,51	2,919	2,79	14,23
Abr/03	13,56	8,79	3,3172	2,29	15,29
Mai/03	12,77	8,94	3,5613	1,96	15,92
Jun/03	11,66	9,08	3,735	1,76	16,40
Jul/03	10,99	9,10	3,8437	1,57	16,64
Ago/03	10,49	9,13	3,926	1,44	16,83
Set/03	10,92	9,09	3,9798	1,29	16,90
Out/03	11,30	9,01	4,0238	1,12	16,90
Nov/03	11,21	8,94	4,0541	1,00	16,89
Dez/03	11,51	8,90	4,0809	0,90	16,90

4. CONCLUSÕES

A partir das análises feitas, chegaram-se as seguintes conclusões:

1. Existe periodicidade na série de preços do carvão vegetal que foi corrigida pelo SARIMA, porém não sendo necessário eliminar o efeito da sazonalidade.

2. O modelo SARIMA (2,0,1)(0,1,1)₁₂ forneceu bons ajustes para a série observada e proporcionou um modelo

simples e parcimonioso, contendo um número pequeno de parâmetros.

3. As projeções realizadas para 2003, utilizando o modelo SARIMA (2,0,1)(0,1,1)₁₂, foram satisfatórias.

4. Apesar de ter ocorrido distorção nos valores reais do carvão vegetal, a previsão dos preços para o ano de 2003 ficou dentro dos limites do modelo.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRACAWE. **Anuário estatístico**, Belo Horizonte: 1976-2003.

AKAIKE, H. On entropy maximization principle. In: KRISHNAIAH, P. R. (Ed.). **Application of statistics**. Amsterdam: North-Holland, 1977. p. 27-41.

BLOOMFIELD, P. **Fourier analysis of times series: an introduction**. New York: John Wiley, 1976.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976. 375p.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residuals autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Séries históricas**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/séries/historicas>>. Acesso em: 15/03/04.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. **Balanço energético nacional**. Brasília: 2002. 200 p.

BUREAU OF LABOR STATISTIC. **Consumer price index**. Washington: U. S. Department of Labor. Disponível em: <<ftp://ftp.bls.gov/pub/special.request/cpi/cpi.ai.txt>>. Acesso em: 07 abr. 2004.

FISCHER, S. **Séries univariantes de tempo metodologia de Box e Jenkins**. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 1982. 186 p.

OPEC. **Annual statistical bulletin 2002**. Disponível em: <www.opec.org>. Acesso em: 20 nov. 2003.

PAULA, G. M. Consumo de energia na siderurgia brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 20., 1992, Campos de Jordão. **Anais...** Campos do Jordão: ANPEC, 1992. CD-ROM.

REZENDE, J. L. P.; COELHO JUNIOR, L. M.; OLIVEIRA, A. D. A Economia florestal mineira *vis-à-vis* a economia florestal brasileira. In: SIMPÓSIO DE SÓLIDOS DE EUCALIPTO: AVANÇOS CIENTÍFICOS E TECNOLÓGICOS, 2002, Lavras. **Anais...** Lavras: UFLA, 2002. p. 1-29.

REZENDE, J. L. P.; SILVA, A. A. L.; BARROS, A. A. A. Variação estacional dos preços do carvão vegetal no Estado de Minas Gerais - Período de 1981-1987. **Revista Árvore**, v. 12, n. 2, p. 146-155, 1988.

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 Arvore**, v. 20, n. 1, p. 57-67, 1996.

SILVA, O. M.; PEREIRA, A. R. Variação estacional dos preços do carvão vegetal no Estado de Minas Gerais. **Revista Arvore**, v. 5, n. 2, p. 125-34, 1981.

SOUZA, A. N.; OLIVEIRA, A. D.; REZENDE, J. L. P. Estudo do momento ótimo de reforma para povoamentos de *Eucalyptus spp* – O caso da redução dos custos. **Ciência Florestal**, v. 12, n. 1, p. 123-133, 2002.

VENABLE, W. N.; RIPLEY, B. D. **Modern applied statistic with S-PLUS**. 3. ed. New York: Springer-Verlag, 1999. 501 p.