

Análise temporal do preço do carvão vegetal oriundo de floresta nativa e de floresta plantada

Native forest and plantation
forest charcoal price analyses

Luiz Moreira Coelho Junior¹; José Luiz Pereira de Rezende²;
Thelma Sáfyadi³ e Natalino Calegario⁴

Resumo

O carvão vegetal é um insumo energético usado como termo-redutor na produção de ferro-gusa e aço, podendo ser obtido de reflorestamento, ou de floresta nativa. O carvão vegetal oriundo de floresta plantada e de origem nativa possui características próprias que podem diferenciar seus preços. Pretendeu-se neste estudo analisar as séries históricas dos preços do carvão de origem plantada e de origem nativa no período de janeiro de 1999 a abril de 2004. Para análise das séries, consideraram-se modelos de séries temporais, com o objetivo de encontrar aqueles que forneçam melhores previsões bem como verificar se há diferença de tendência e sazonalidade entre as séries estudadas. A obtenção do modelo mais adequado para os preços de carvão vegetal oriundo de floresta plantada e nativa foi baseada nas análises gráficas, testes estocásticos e critérios de avaliação da ordem do modelo. Entre os modelos ajustados para os preços do carvão de origem plantada, o SARIMA (2,1,2)(0,1,0)₁₂ proporcionou melhor ajuste, enquanto para os preços do carvão de origem nativa, o SARIMA (0,1,2)(0,1,0)₁₂ proporcionou melhor ajuste, demonstrando diferenças na tendência entre as séries.

Palavras-chave: Preços do carvão vegetal, Floresta plantada, Floresta nativa, Série temporal

Abstract

Wood charcoal is an energetic input mainly used in the pig- iron and steel production, as a term-reducer. It can be obtained from plantation forest or from native forest. These two types of charcoal possess some technical and economical characteristics that may differentiate their prices. This study analyzed the historical series of charcoal prices of both planted and native forest, in the period from January 1999 to December 2004. For analyzing the time series, models of time series were used, in order to find models able of supplying better forecasts and able of verifying if there are tendency differences and seasonality among the studied series. The choice of the most appropriate model for explaining the time series of charcoal was based on the graphical analyses, stochastic tests and criteria of evaluation of the order of the model. Among the adjusted models for charcoal prices of plantation forest, SARIMA (3,1,1)(3,1,0)₁₂ provided better adjustment, while for the native forest prices, SARIMA (3,2,0)(3,1,0)₁₂ provided better adjustment, demonstrating differences in the tendency among the two price series.

Keywords: Prices of the vegetable coal, Planted forest, Native forest, Temporary series

INTRODUÇÃO

O carvão vegetal é um insumo energético usado como termo-redutor na produção de ferro-gusa e aço. Ele é um resíduo da decomposição térmica, possuindo maior concentração de carbono do que a madeira que o originou. A produção de carvão é uma atividade milenar, obtendo alguns avanços tecnológicos nas últi-

mas décadas, mas que ainda guarda um certo grau de primitivismo (VALENTE, 1986).

Desde a introdução da siderurgia no Brasil, em meados do século XIX, a exploração florestal de matas nativas (Mata Atlântica, Cerrados e Caatinga) tem-se destinado, de modo geral, à produção de lenha industrial e carvão vegetal para uso siderúrgico e consumo doméstico. Os desmatamentos são ainda "atividades-meio"

¹Professor do Instituto Superior de Educação de Afonso Cláudio e Coordenador Agroflorestal da Secretaria do Estado da Justiça do Espírito Santo - E-mail: lmjunior@hotmail.com

²Professor Titular do Departamento de Ciências Florestais da UFLA - Universidade Federal de Lavras - Caixa Postal 3037 - Lavras, MG - 37200-000 - E-mail: jlprezen@ufla.br

³Professora Adjunta do Departamento de Ciências Exatas da UFLA - Universidade Federal de Lavras - Caixa Postal 3037 - Lavras, MG - 37200-000 - E-mail: safadi@ufla.br

⁴Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais da UFLA - Universidade Federal de Lavras - Caixa Postal 3037 - Lavras, MG - 37200-000 - E-mail: calegari@ufla.br

no processo de expansão agropecuária, realizado em bases não sustentáveis (REZENDE *et al.*, 2002).

A opção pela produção de carvão vegetal por florestas homogêneas de alto rendimento com espécies exóticas do gênero *Eucalyptus*, em meados da década de 60, contou com vultosos aportes de incentivos fiscais do governo federal e a obrigatoriedade legal (Código Florestal) das siderúrgicas passarem a ser auto-sustentáveis, adequando-se a um novo perfil da indústria de base florestal.

A madeira para produção do carvão vegetal tem que ter algumas características desejáveis como forma, dimensões, umidade, densidade, homogeneidade e teor de carbono fixo, para se obter bons rendimentos em carvão vegetal (VALENTE, 1986). Assim, existem algumas características técnicas (físicas e químicas) que podem diferenciar tanto a qualidade quanto os preços entre o carvão oriundo de florestas nativas e de floresta plantada.

Dentre as características físicas, a mais importante para esta diferenciação é a densidade. A densidade da madeira é a relação que expressa a massa por uma unidade de volume (VITAL, 1985). A floresta nativa consiste num conjunto de espécies que produz carvão vegetal de qualidade variada. Já o carvão oriundo de floresta plantada é homogêneo, proporcionando qualidade melhor e maior preço.

Segundo Vale *et al.* (2002), a densidade básica da lenha das espécies do cerrado variam de 0,20 g/cm³ a 0,78 g/cm³, enquanto, para Brito *et al.* 1984, a madeira de *Eucalyptus grandis* apresenta densidade de 0,438 g/cm³, aos sete anos, e representa grande parte das plantações utilizadas em Minas Gerais.

O teor de cinzas é a relação entre a quantidade de cinzas e a quantidade de carvão que lhe deu origem, estando correlacionado com a constituição química da madeira. A quantidade de cinzas é maior no carvão vegetal de origem nativa devido à variabilidade de espécies. As espécies menos densas, bem como lenha de menor diâmetro, carbonizam-se mais rapidamente, portanto produzem maior quantidade de cinzas.

Os custos de produção do carvão de floresta nativa e do carvão de floresta plantada são diferentes. A floresta nativa (cerrado, mata atlântica, caatinga) não possui custo de implantação, há apenas os custos de exploração da mesma para a produção do carvão, que se realiza sob a ótica

extrativista. No segundo momento, quando há práticas de manejo, o custo existente refere-se à seleção de espécies nativas a serem utilizadas para produção do carvão vegetal. Já as florestas plantadas possuem custo de implantação, custo de manutenção e custo de exploração, o que onera os custos finais para a produção do carvão vegetal (REZENDE *et al.*, 1986).

Segundo a ABRACAVE (1976-2003), o consumo de carvão de origem plantada superou o consumo de carvão de origem nativa entre 1993-1994.

No final do século XX, sob pressão dos produtores independentes de carvão vegetal oriundo de floresta plantada e associações, o carvão vegetal nativo já não tinha tanta representatividade, correspondendo a 30% do consumo total em 1999, o que veio a forçar uma diferenciação nos preços (ABRACAVE, 1976-2003).

Há necessidade de estudos comparativos entre estes produtos, para caracterizar o comportamento dos preços e subsidiar políticas públicas para o mercado de carvão vegetal no Estado de Minas Gerais.

Este trabalho teve os seguintes objetivos: a) analisar as diferenças dos preços do carvão vegetal oriundo de floresta plantada e de floresta nativa e suas variações estacionais; b) estimar o modelo da família ARIMA dos preços mensais de carvão vegetal oriundo de floresta plantada e floresta nativa, entre 1999 e 2004; c) fazer projeções futuras dos preços de carvão vegetal de origem de floresta nativa e de plantada para o ano de 2004.

Uma série temporal $\{Y_t, t = 1, 2, \dots, n\}$ é definida como um conjunto de observações de uma variável dispostas seqüencialmente no tempo (MORETTIN e TOLOI, 1987). Wold (1938) afirma que uma série temporal possui os seguintes componentes: tendência (T), sazonalidade (S) e variações irregulares ou aleatórias (a_t). Dadas às observações de uma variável (Y) que evolui no tempo (t), são as ações conjuntas que determinam estes movimentos, em $Y_t = f(T, S) + a_t$, em que a tendência (T_t) resulta de um complexo de causas em que a série preços atua continuamente num mesmo sentido ao longo do tempo; a sazonalidade (S) é a flutuação provocada com certa regularidade dentro do período anual, por exemplo, pelas variações climáticas; e a componente aleatória ou irregular (a_t) são causadas por fatores exógenos, incluindo os fatores catastróficos, como guerra e epidemias, planos de governo e por fatores aleatórios. A hipótese

normal é que seja uma porção não-controlável do modelo, chamado normalmente de ruído branco (*White noise*).

MATERIAL E MÉTODOS

As séries estudadas para análise são séries históricas de preços médios mensais pagos por metro cúbico de carvão vegetal oriundos de floresta nativa (CVN) e floresta plantada (CVP) no Estado de Minas Gerais, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2003, obtidos no Anuário Estatístico da ABRACAVE, através de modelos univariados.

Os dados foram convertidos em dólar americano, comercial oficial do Banco Central do Brasil (PTAX 800) (BRASIL, 2004), a preço de venda, e deflacionados pelo "Consumer Price Index" (CPI), ano base de 1982-1984 = 100, obtido do Bureau of Labor Statistics (2004), para ambas as séries. Os preços são considerados como série temporal.

O método utilizado foi preconizado por Box e Jenkins (1976) e o modelo utilizado foi o Auto-Regressivo Integrado Média Móvel Sazonal SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)_s que fornece um número maior de parâmetros devido aos efeitos sazonais. O método é empregado para ajustar um modelo para o resíduo através de uma série estacionária. Para isso, foi considerado o processo Auto Regressivo - Média Móvel de ordem p e q, [ARMA(p,q)] definido por

$$Y_t = \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + \alpha_t + \theta_1 \alpha_{t-1} + \theta_2 \alpha_{t-2} + \dots + \theta_q \alpha_{t-q}$$

em que $\theta_i (i=1,2,\dots,p)$ são parâmetros auto-regressivos do modelo; $\theta_j (j=1,2,\dots,q)$ são parâmetros do modelo de médias móveis e α_t é o ruído branco. Dada uma série não estacionária, com algumas transformações nos dados, tais como cálculo da 1ª ou 2ª diferença, pode-se chegar a uma série estacionária, sobre a qual a metodologia pode ser aplicada.

Para identificar a ordem dos parâmetros, o modelo foi submetido a duas aproximações para a análise de séries temporais, analisadas graficamente e numericamente: a análise no domínio do tempo e a análise no domínio da frequência. A análise no domínio do tempo caracteriza os dados da série nos mesmos termos em que são observados e reportados, utilizando a Função de Autocorrelação (ACF), sendo a correlação e a covariância

$$\rho_t = \text{corr}(X_t, X_{t+\tau}), \quad \gamma_t = \text{cov}(X_t, X_{t+\tau}) = E(X_t \mu)(X_{t+\tau} \mu)$$

A análise no domínio da frequência representa as séries de dados em termos de contribui-

ções, ocorrendo em diferentes escalas temporais, ou frequências características para se verificar a periodicidade da série. A ferramenta básica para calcular a densidade espectral é o periodograma (BLOOMFIELD, 1976). Para uma frequência ω , computa-se a correlação quadrada efetiva entre a série e a frequência ω , que ondula seno/cosseno por

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

em que,

$I(\omega)$ = periodograma,

$\omega = 2\pi/n$ = frequência fundamental ou ciclo completo,

n = número de observações,

X_t = série variando durante um período de tempo, $t=1, \dots, n$.

Estes dois domínios foram analisados graficamente e numericamente com o intuito de identificar as ordens dos parâmetros utilizados no modelo SARIMA (p,d,q)x(P,D,Q)_s. Em seguida foram estimados os parâmetros do modelo através do método da Máxima Verossimilhança para todas as possíveis combinações para p, q, P, Q ≤ 3 e d, D ≤ 2. Para verificar o melhor modelo utilizou-se o Critério de Informação de Akaike (AIC), sendo $AIC = -2\ln(L) + 2(p+q)$ a fim de se obter o mínimo valor de AIC (AKAIKE, 1977).

Após estimar o modelo SARIMA (p,d,q)x(P,D,Q)_s é necessário que seja feito o diagnóstico para verificar a validade do modelo e para testar se a série é ruído branco, ou seja, constituída de observações independentes e identicamente distribuídas, usando o teste de Box e Pierce (1970) "portmanteau test":

$$Q_k = n \sum_{l=1}^k c_l^2$$

em que n = n° de observações; k = é o n° de "lags"; e c_k = Autocorrelação dos resíduos. O modelo é aceito se $Q \leq \chi^2(\alpha, k - N)$, em que χ^2 é o qui-quadrado, α é o nível de significância (com um intervalo de confiança de 95%), k a ordem de defasagem e N o número de parâmetros.

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

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 1 apresenta os preços reais do carvão vegetal, oriundo de floresta plantada (CVP) e de

floresta nativas (CVN), praticados no Estado de Minas Gerais, deflacionado pelo "Consumer Prince Index" (CPI), ano base 1982-84=100, no período de janeiro de 1999 a setembro de 2003 (Tabelas 3 e 4). Observa-se que os preços dos dois tipos de carvão vegetal são diferenciados.

Características técnicas permitem diferenciar o carvão oriundo de floresta nativa daquele oriundo de floresta plantada, determinando os preços do produto (Figura 1).

O preço do carvão vegetal é formado num mercado oligopsônico-competitivo, constituindo uma concorrência imperfeita. Do lado da demanda, há poucas siderúrgicas e do lado da oferta há muitos produtores independentes (competitivos).

As siderúrgicas a carvão vegetal podem ser divididas em dois segmentos: as usinas integradas e as usinas independentes. As siderúrgicas integradas, por possuírem reflorestamentos próprios, dependem menos dos preços de mercado, comparativamente às siderúrgicas independentes, que usam tanto o CVP quanto o CVN.

Verifica-se, ainda, que existem várias oscilações de preço no período analisado, sendo os preços do CVP superiores aos preços do CVN, devido ao CVP ser um produto de melhor qualidade em função de suas características físicas e químicas.

As séries de preços do CVP e do CVN são consideradas um modelo aditivo ($Y_t = T_t + S_t + a_t$, $t = 1, 2, \dots, n$), que apresentam variações periódicas e tendência, aparentemente, crescente. As diferenças de preço entre o CVP e o CVN podem ser comprovadas através das análises de domínio do tempo e domínio da frequência.

As análises das funções de Autocorrelação (ACF) e Autocorrelação Parcial (PACF) auxiliam na diferenciação dos preços CVP e CVN, que verifica a estacionariedade da série e define o modelo apropriado para as mesmas. Por meio da ACF da série original, apresentada na Figura 2, verificou-se que a série de CVP apresenta queda, confirmando que a série não é estacionária, pois as estimativas da autocorrelação não tendem, rapidamente, a zero.

Já a ACF da série original dos preços CVN revela um comportamento senoidal, típico de um processo auto-regressivo. Por outro lado, permite certificar a correção da hipótese de existência da sazonalidade, uma vez que, dada à escala do gráfico, é visível uma flutuação cíclica em seus valores, quando se aumenta o número de defasagens, ou seja, os "lags".

Portanto, comparando os gráficos das ACF, das CVP e das CVN verificou-se que as séries de preços são diferentes em seus valores defasados.

Da mesma forma, os gráficos da PACF do CVP e do CVN foram analisados para que os modelos possam ser mais bem ajustados (Figura 2). A análise da função do CVP mostra que é necessário um ajuste auto-regressivo de ordem 2, AR (2). Também a PACF do CVN também apresentou um ajuste de modelo auto-regressivo de ordem 2, AR (2). Para verificar a parte não sazonal, foi necessário eliminar o efeito da tendência, utilizando a diferença para que a série possa se tornar estacionária. Assim, as análises de domínio do tempo mostram que as duas séries possuem processos autoregressivos diferenciados.

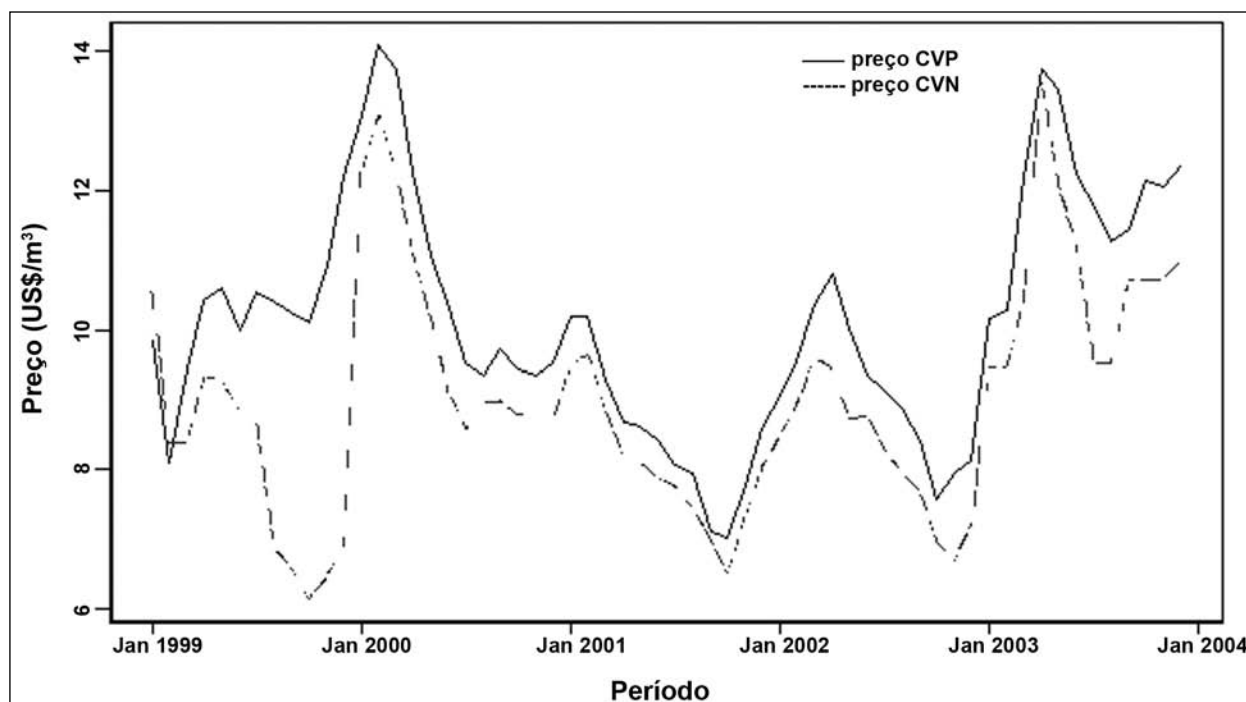


Figura 1. Comportamento dos preços reais do CVP e CVN, em (US\$/m³), no período de jan/1999 a dez/2003 Base1982/84=100). (Behavior of CVP and CVN real prices, in (US\$/m³), from Jan/1999 to Dez/2003 period (Base 1982/84=100))

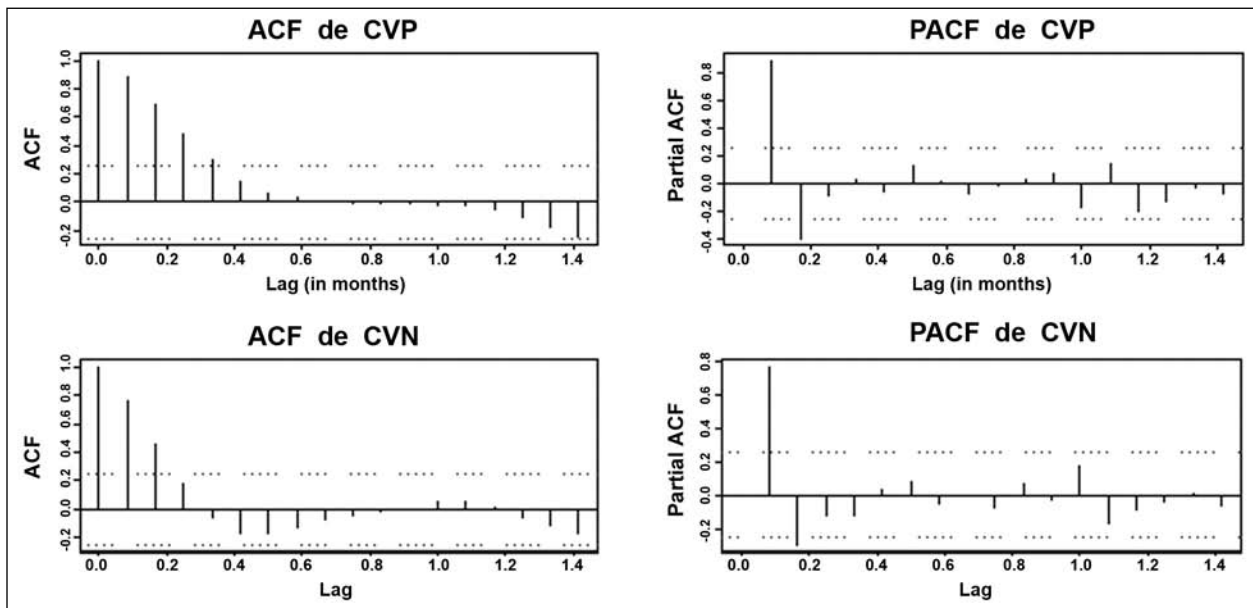


Figura 2. Função de Autocorrelação (ACF) e Função de Autocorrelação Parcial (PACF) das séries dos preços do CVP e do CVN em Minas Gerais. (Function of Autocorrelation (ACF) and Function of Partial Autocorrelation (PACF) of CVP and CVN price series, in Minas Gerais State).

As séries também foram submetidas à análise de domínio da frequência, que fortalece a interpretação dos dados em estudo no campo matemático, através do periodograma. A Figura 3 mostra os periodogramas e os periodogramas suavizados das séries de preços do CVP e do CVN, para o periodograma, que apresenta todos os movimentos da série estudada.

Para ambas as séries, foram aplicadas as mesmas intensidades espectrais, variando entre $-5,87588$ e $17,5667$ decibéis (dB) nos intervalos espectrais e, com um comprimento da onda da banda $= 0,0577349$, entre os intervalos da frequência, adotando intervalo de confiança de 95%.

Observa-se, na Figura 3, que o periodograma

da série de preço do CVN sofre mais oscilações nos preços do que a série de preço do CVP. Suavizando o periodograma, eliminam-se todos os efeitos aleatórios e da sazonalidade.

O periodograma suavizado aumenta o comprimento da onda da banda para $0,251661$ e as densidades espectrais variam entre $-3,37614$ e $5,56019$ dB, com um intervalo de confiança de 95%, para ambas séries, indicando que são necessários modelos distintos.

Após a identificação da primeira diferença, transforma-se a série original em uma série diferenciada, ou seja, a série sazonalmente ajustada e sem a tendência $a_t = Y_t - T_t$ representada na Figura 4.

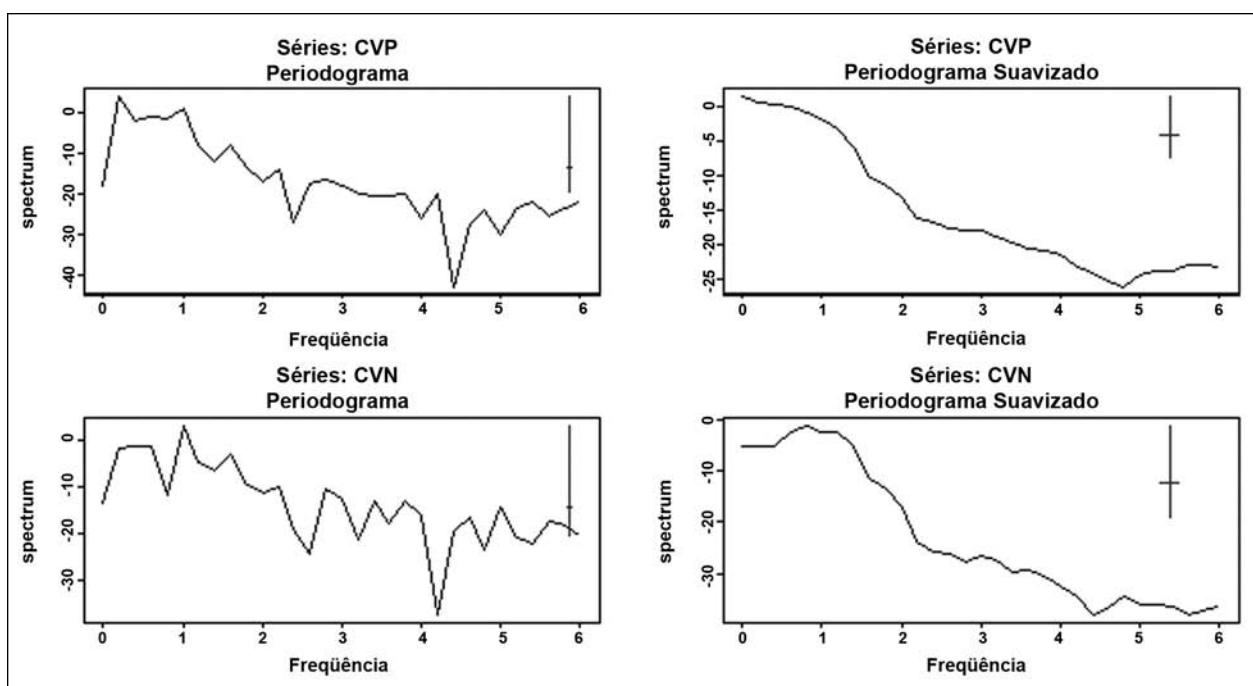


Figura 3. Densidade espectral estimada das séries de preço de CVP e CVN em Minas Gerais. (Estimated spectral density of CVP and CVN price series, in Minas Gerais State).

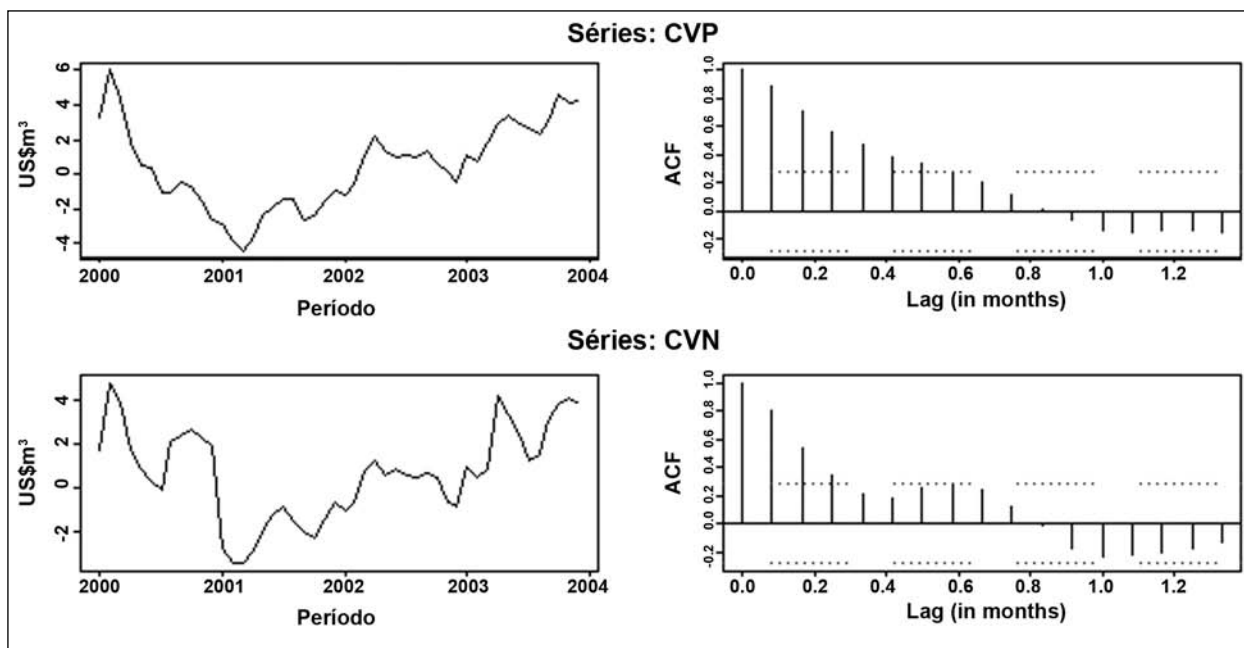


Figura 4. Gráfico das séries de preços CVP e CVN sem a presença da tendência e suas respectivas funções de Autocorrelação. (Graph of the CVP and CVN price series without tendency and their respective Autocorrelation Functions).

Como as séries do CVP e do CVN originais são não estacionárias (ou seja, os preços não variavam em torno de uma média constante) e possui sazonalidade, foi necessário aplicar a 1ª diferença nos dados para verificar a parte sazonal através da Função de Autocorrelação, o que pode ser visualizado pelo resultado no lag 12 (significativo), ou seja, fora do intervalo de significância representado pela linha pontilhada, para verificar a parte sazonal através da Função de Autocorrelação apresentada na Figura 4.

Uma vez identificados, os valores de p , d , q e P , D , Q através do domínio do tempo e domínio da frequência para as séries mostraram que se necessita de modelos diferenciados.

A estimativa dos parâmetros dos modelos propostos, separadamente, estimados e diagnosticados, mostra o processo AR (2) da série CVP, conforme sugerido pelas análises de ACF e PACF.

Usando-se os valores dos parâmetros da série CVP estimados através do método da máxima verossimilhança, pré-estabeleceram-se os seguintes modelos: SARIMA (2,0,2)x(0,1,0)₁₂, SARIMA (1,1,0)x(1,1,0)₁₂, SARIMA (2,1,2)x(0,1,0)₁₂ e SARIMA (0,1,1)x(1,1,0)₁₂ de acordo com os crité-

rios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão foi o SARIMA (2,1,2)x(0,1,0)₁₂, isto é,

$$Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2) a_t}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - B)(1 - B^{12})}$$

As estimativas dos parâmetros aceita pelo modelo estão apresentadas na Tabela 1.

A equação do modelo SARIMA (2,1,1)x(0,1,0)₁₂, para CVP de Sete Lagoas assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{(1 + 1,41375B^1 + 0,93141B^2) a_t}{(1 + 0,8945B + 0,49929B^2)(1 - B)(1 - B^{12})}$$

Após a estimativa do modelo, fez-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os erros devem ser normais e independentes. Os resíduos de ACF do modelo estimado, apresentados na Figura 5(b), revelaram que os resíduos apresentam comportamento aleatório, constituído de ruído branco.

De acordo com Box e Jenkins (1976), foi checada a invertibilidade do modelo, sendo esta uma condição necessária para que a série atenda à condição de unicidade dos parâmetros. Pelo teste de Box e Pierce (1970) (portmanteau test) verificou-se que os resíduos podem ser considerados como ruído branco, após o ajuste do modelo (Figura 5).

Tabela 1. Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA (2,1,2)x(0,1,0)₁₂, para CVP. (Estimate of SARIMA'S(2,1,2)x(0,1,0)₁₂ Model Parameters, for CVP).

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
θ_1	-1,41375	0,20603	-6,86	<0,0001
θ_2	-0,93141	0,22194	-4,2	<0,0001
ϕ_1	-0,8945	0,21964	-4,07	<0,0001
ϕ_2	-0,49929	0,20935	-2,38	0,0171
	AIC		127,0487	
	SBC		134,4493	

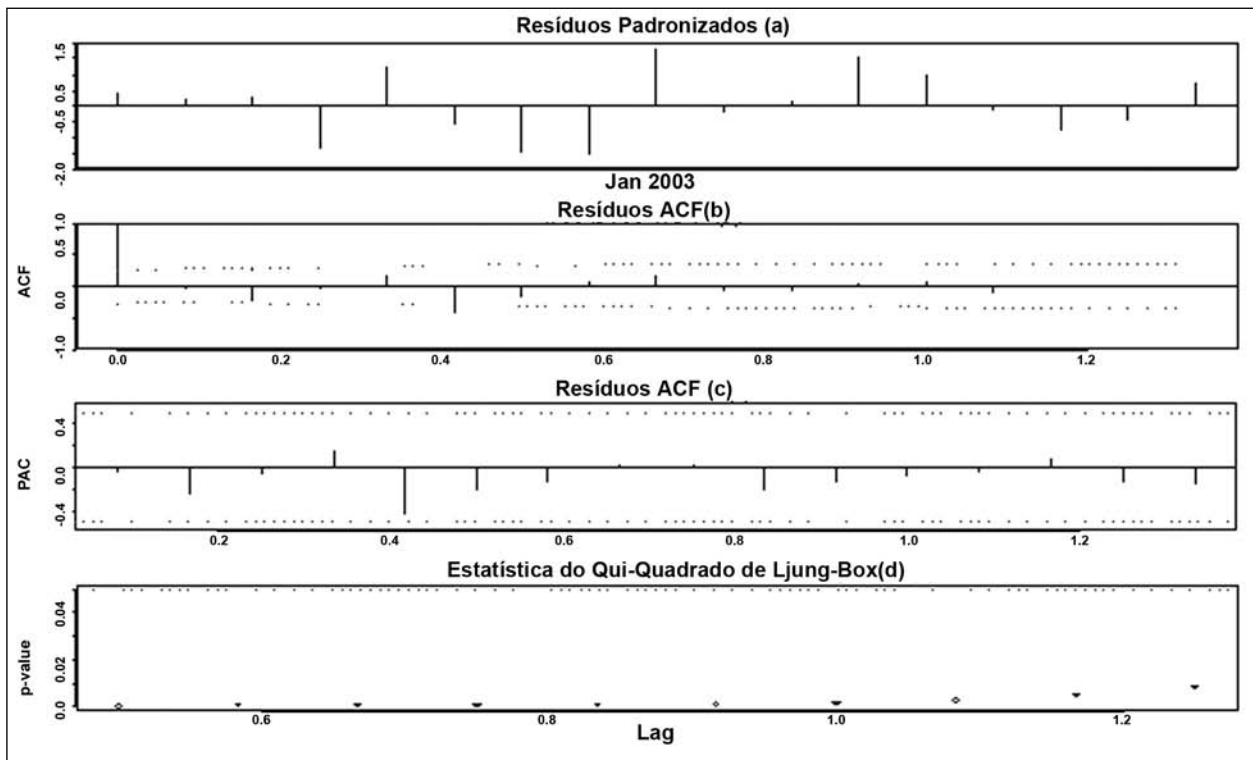


Figura 5. Diagnóstico do modelo SARIMA (2,1,2)x(0,1,0)₁₂ para os preços de CVP. (Diagnosis of SARIMA'S (2,1,2) x (0,1,0)₁₂ model for CVP prices)

Para a série de CVN, foram identificados os valores de p, d, q e P, D e Q através do domínio do tempo e domínio da frequência. A seguir, estimaram-se os parâmetros do modelo proposto conforme sugerido pelas análises de ACF e PACF.

Os valores dos parâmetros estimados através do método da Máxima Verossimilhança permitiram estabelecer e pré-selecionar os seguintes modelos: SARIMA (2,0,0)x(0,1,0)₁₂, SARIMA (1,0,0)x(2,1,0)₁₂, SARIMA (1,0,1)x(0,1,0)₁₂ e SARIMA (0,1,2)x(0,1,0)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 (0,1,2)x(0,1,0)₁₂, isto é,

$$Y_t = \frac{(1-\theta_2 B^2)}{(1-B)(1-B^{12})} a_t$$

As estimativas dos parâmetros, aceitas pelo modelo, estão apresentadas na Tabela 2.

A equação do modelo SARIMA (0,1,2)x(0,1,0)₁₂ assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{(1-0,30461B^2)a_t}{(1-B)(1-B^{12})}$$

Após a estimativa do modelo, fez-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os erros devem ser normais e independentes, conforme sugerido por Box e Jenkins (1976). Os resíduos de ACF do modelo estimado, na Figura 6(b), revelam que os resíduos apresentam comportamento aleatório, constituído de ruído branco.

Tanto para essa série de preços de CVP quanto para CVN, optou-se em projetar valores para 9 períodos adiante, isto é, previsões para o ano de 2004. A Figura 7 e a Tabela 3 mostram a série de preço do CVP com as respectivas previsões e intervalos de confiança (95%), para janeiro a setembro de 2004. Foram satisfatórias as projeções feitas pelo modelo, com um erro quadrado médio de 10,87.

A Figura 8 e a Tabela 4 mostram a série de preço de CVN com as respectivas previsões e intervalos de confiança (95%), para janeiro a setembro de 2004. As estimativas foram satisfatórias às projeções feitas pelo modelo, com um erro quadrado médio de 1,34. Assim, o modelo SARIMA da série de CVN forneceu previsões mais ajustadas e consistentes.

Tabela 2. Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA (2,1,2)x(0,1,0)₁₂ para CVN. (Estimative of SARIMA'S (2,1,2)x(0,1,0)₁₂ Model Parameters, for CVN).

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
θ_2	0,30461	0,14269	2,13	0,0328
	AIC		151,8659	
	SBC		153,7161	

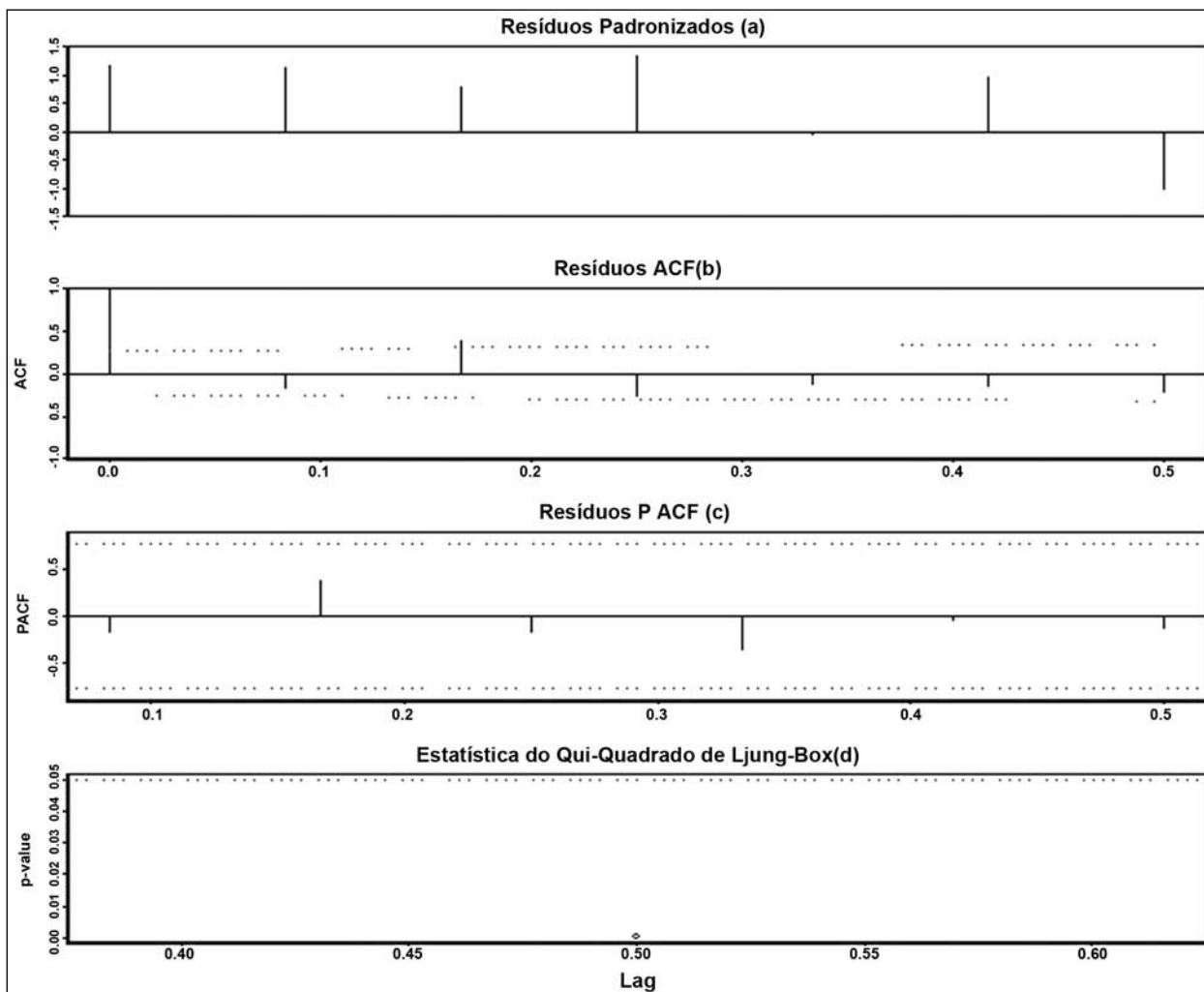


Figura 6. Diagnóstico do modelo SARIMA $(0,1,2) \times (0,1,0)_{12}$ para os preços CVN. (Diagnosis of SARIMA's $(0,1,2) \times (0,1,0)_{12}$ model for CVN prices).

Tabela 3. Preços, US\$/m³ observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 no CVP. (Observed prices, US\$/m³, and model's forecast for 2004 of CVP).

Mês	Real	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
Jan/04	12,51	14,16	0,882	12,43	15,89
Fev/04	14,21	13,96	1,616	10,80	17,13
Mar/04	16,59	14,85	2,095	10,75	18,96
Abr/04	19,16	16,12	2,284	11,64	20,59
Mai/04	18,40	15,20	2,437	10,42	19,97
Jun/04	16,55	13,76	2,512	8,84	18,68
Jul/04	15,19	12,93	2,570	7,89	17,96
Ago/04	15,95	12,25	2,601	7,15	17,35
Set/04	16,72	12,21	2,625	7,07	17,35

Tabela 4. Preços observados, US\$/m³ e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 do CVN. (Observed prices, US\$/m³ and model's forecast for 2004 of CVN).

Mês	Real	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
Jan/04	12,51	13,13	1,220	10,74	15,52
Fev/04	14,21	13,20	1,725	9,82	16,58
Mar/04	16,59	14,22	1,991	10,32	18,12
Abr/04	19,16	17,32	2,225	12,96	21,68
Mai/04	18,40	15,79	2,454	10,98	20,60
Jun/04	16,55	14,97	2,664	9,75	20,19
Jul/04	15,19	13,28	2,855	7,68	18,87
Ago/04	15,95	13,25	3,034	7,30	19,20
Set/04	16,72	14,46	3,204	8,18	20,74

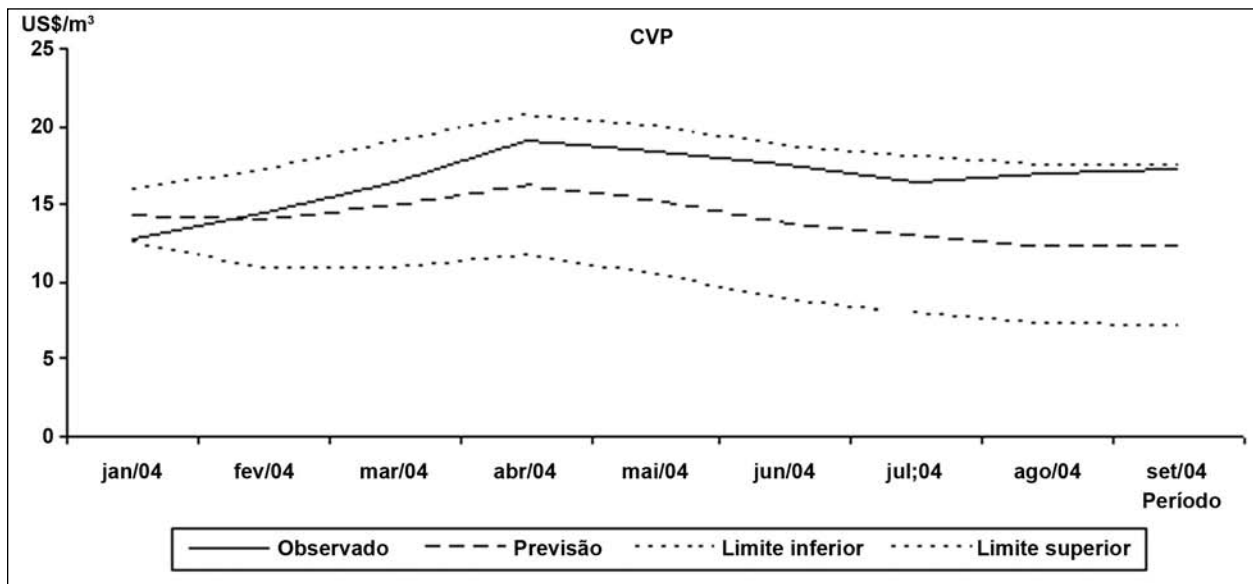


Figura 7. Previsão para o ano de 2004 da série de preços do carvão vegetal de origem plantada. (Forecast for 2004 of price series of forest plantation origin charcoal).

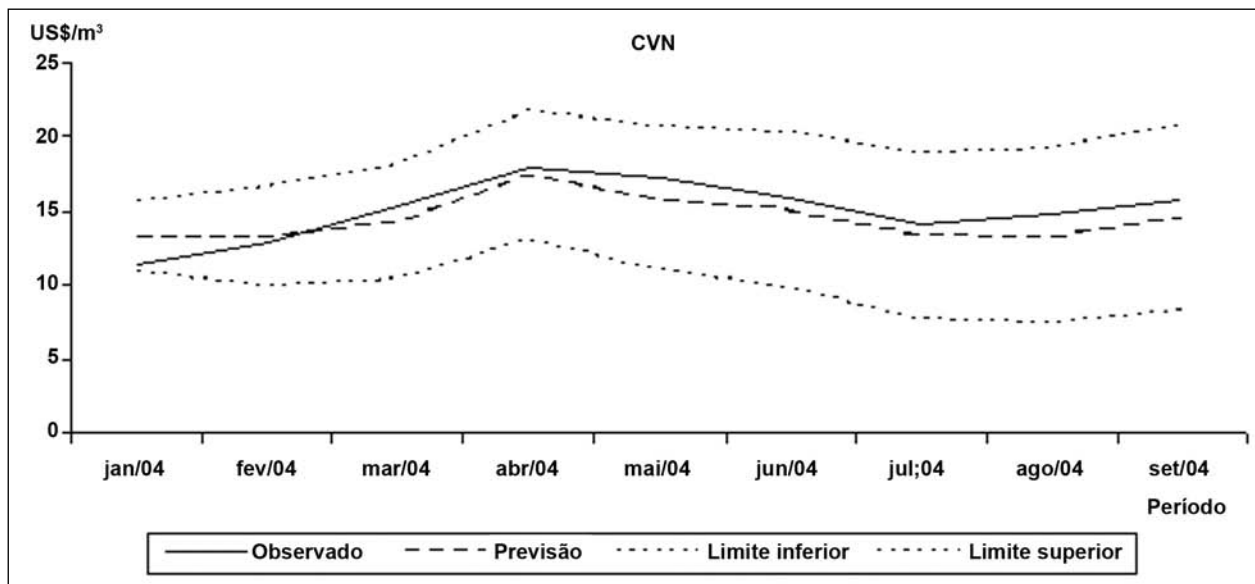


Figura 8. Previsão para o ano de 2004 da série de preços do carvão vegetal de origem nativa. (Forecast for 2004 of the price series of the of native forest origin charcoal).

Assim, pode-se afirmar que as projeções da série de preços do CVN foram melhores que as da série de preços do CVP. A aplicação da metodologia de Box e Jenkins (1976) requer do pesquisador, atenção e prática para escolha do melhor modelo. Com a aplicação desta metodologia, apoiada nas análises de domínio do tempo e domínio da frequência para subsidiar a modelagem, é possível definir os modelos apropriados.

É importante observar que, em se tratando de séries econômicas, as previsões em longo prazo podem se diferenciar dos valores reais, devido aos fatores macroeconômicos e edafoclimáticos que podem ocorrer no período projetado.

CONCLUSÕES

A partir das análises feitas neste trabalho, chegou-se às seguintes conclusões:

- As séries dos preços do CVP e do CVN se comportam de maneira distinta, indicando mercados diferenciados;
- As análises de domínio do tempo e domínio da frequência comprovaram a diferenciação nos preços do CVP e do CVN;
- As séries de preços do CVP e do CVN apresentaram modelos diferentes, mas ambos apresentaram efeitos da tendência e da sazonalidade, quando se utilizou o modelo SARIMA $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$;

- Para a série de preços do CVP, o melhor modelo foi o SARIMA $(2,1,2) \times (0,1,0)_{12}$ oferecendo bons ajustes para previsões;
- Para a série de preços do CVN, o melhor modelo foi o SARIMA $(0,1,2) \times (0,1,0)_{12}$, que forneceu ótimos ajustes para projeções futuras de preço.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Pesquisa Científica e Tecnológica – CNPq-pelas bolsas de Produtividade em Pesquisa -PQ-concedidas e pelo financiamento do projeto que originou o trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRACAVE - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE FLORESTAS RENOVÁVEIS. *Anuário estatístico: 1976-2003*. Belo Horizonte: ABRACAVE, 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.

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*, Washington, v.65, n.332, p.1509-1526, Dec. 1970.

BRASIL. BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Séries históricas*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/séries/historicas>>. Acesso em: 15 mar. 2004.

BRITO, J.O.; BARRICHELO, L.E.G; COUTO, H.T.Z; MENDES, C.J.; REZENDE, G.C. Estudo do comportamento de madeiras de eucalipto frente ao processo de destilação seca. *Boletim técnico IBDF*, Brasília, n.8, p.1-36, 1984.

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

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. *Previsão de séries temporais*. 2.ed. São Paulo: Atual, 1987. 436 p.

REZENDE, J.L.P.; VALE, A.B.; MINETTE, L. *Estudo comparativo da produção de carvão da vegetação nativa e de Eucalyptus spp: relatório técnico*. Viçosa: UFV, 1986.

REZENDE, J.L.P; COELHO JUNIOR, L.M; OLIVEIRA, A.D.A. Economia florestal mineira vis-a-vis à economia florestal brasileira. In: SIMPOSIO DE SÓLIDOS DE EUCALIPTO: AVANÇO CIENTIFICOS E TECNOLÓGICOS. *Anais...* Lavras: UFLA, 2002.

VALE, A.T.; MOURÃO BRASIL, M.A.; LOPES LEÃO, A. Quantificação e caracterização energética da madeira e da casca de espécies do cerrado. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v.12, n.1, p.71-80, jun. 2002.

VALENTE, O. F. Carbonização de madeira de eucalipto. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, v.12, n.141, p.74-82, set. 1986.

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

VITAL, B.R. Fatores que afetam a densidade da madeira. *Informativo SIF*, Viçosa, n.3, p.5-6, 1985.

WOLD, H.O. *A study in the analysis of stationary time series*. Uppsala: Swedish University of Agriculture, 1938. 214 p.

Recebido em 10/12/2004

Aceito para publicação em 22/02/2006