

ANÁLISE DOS PREÇOS DE CARVÃO VEGETAL EM QUATRO REGIÕES NO ESTADO DE MINAS GERAIS

José Luiz Pereira de Rezende¹, Luiz Moreira Coelho Junior²,
Antônio Donizette de Oliveira³, Thelma Sáfadi⁴

(recebido: 3 de novembro de 2004; aceito: 12 de agosto de 2005)

RESUMO: O Estado de Minas Gerais é o maior produtor e consumidor de carvão vegetal, que é utilizado como termo-redutor do minério-de-ferro, para produção de ferro-gusa. Pelo presente estudo analisa-se as séries temporais dos preços do carvão vegetal em quatro regiões de Minas Gerais. Para a análise da série de preços utilizou-se o modelo SARIMA, com o objetivo de encontrar um modelo que forneça melhores previsões de preços para as quatro regiões estudadas. Os modelos mais adequados foram escolhidos pelas análises gráficas dos resíduos padronizados, funções de autocorrelações e autocorrelações parciais, testes estocásticos e critérios de avaliação da ordem do modelo. Concluiu-se que as diferenças de preços do carvão vegetal das quatro regiões se dão, basicamente, pela localização geográfica; as análises de domínio do tempo e domínio da frequência mostraram que há diferença nas séries de preços das quatro regiões estudadas; as regiões de Sete Lagoas e Belo Horizonte, por serem próximas, possuem preços semelhantes e geraram modelos parecidos; as regiões estudadas apresentaram modelos diferenciados e que forneceram bons ajustes para as séries observadas. Os melhores modelos foram o SARIMA $(2,1,1) \times (1,0,0)_{12}$, para Belo Horizonte; o SARIMA $(2,0,0) \times (2,1,2)_{12}$, para Divinópolis; o SARIMA $(2,1,1) \times (1,0,0)_{12}$, para Sete Lagoas e o SARIMA $(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$, para Vertentes. Tais modelos se apresentaram de forma parcimoniosa, contendo um número pequeno de parâmetros. Todos os modelos SARIMA $(p,d,q) (P,D,Q)_s$, para as quatro regiões estudadas, apresentaram ruído branco e as projeções dos preços fornecidas foram satisfatórias para as quatro regiões.

Palavras-chave: carvão vegetal, economia florestal, série temporal, tendência, sazonalidade.

CHARCOAL PRICE ANALYSIS IN FOUR REGIONS OF MINAS GERAIS STATE-BRAZIL

ABSTRACT: The State of Minas Gerais is the largest producer and consumer of charcoal, that is used as term-reducer of iron ore, for producing pig iron. This study analyzed the time series of charcoal prices in four regions of Minas Gerais State. For the analysis of the price series, the SARIMA model was used, for finding a model that better forecasts prices for the four studied areas. The most appropriate models were chosen using graphical analyses of the standardized residues, autocorrelation functions and partial autocorrelations, stochastic tests and criteria of evaluation of the order of the model. It concluded that: the differences of charcoal prices occur, basically, due to the geographical location; the analyses of domain of the time and domain of the frequency showed that there is difference in the price series of the four studied areas; the areas of Sete Lagoas and Belo Horizonte, giving that they are closely located, possess similar prices and they generated similar model; the studied areas presented differentiated models and supplied good adjustments for the observed series. The best models were SARIMA $(2,1,1) \times (1,0,0)_{12}$, for Belo Horizonte; SARIMA $(2,0,0) \times (2,1,2)_{12}$, for Divinópolis; SARIMA $(2,1,1) \times (1,0,0)_{12}$, for Sete Lagoas and SARIMA $(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$, for Vertentes. Such models presented in a parsimonious way, containing a small number of parameters. All models SARIMA $(p,d,q) (P,D,Q)_s$, for the four studied areas, presented white noise and supplied adequate price forecast.

Key words: charcoal, forestry economy, time series, tendency, seasonality.

1 INTRODUÇÃO

A história econômica mineira se confunde com a história econômica brasileira ao longo dos séculos, até a inserção do Estado no processo de industrialização nacional, ocorrendo um crescimento

econômico desarticulado e descontínuo. A economia mineira, ao longo do século XX, se destaca com a indústria siderúrgica na qual integrou suas microrregiões, estimulada pelos mercados de carvão vegetal.

A indústria siderúrgica mineira contribuiu para a importância das indústrias de bases florestais no

¹ Pesquisador visitante do Departamento de Ciências Florestais da UFLA – Cx. Postal 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – jlprezen@ufla.br

² Professor do Instituto Superior de Educação de Afonso Cláudio – Rua Presidente Lima, 178, Centro – 29100-330 – Vila Velha, ES – lmcjunior@hotmail.com

³ Professor do Departamento de Ciências Florestais da UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – donizete@ufla.br

⁴ Professora do Departamento de Ciências Exatas da UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG.

contexto nacional. O início da siderurgia brasileira a carvão vegetal ocorreu em meados do século XX, desenvolvida na região Sudeste (PAULA, 2004).

A produção de ferro-gusa a carvão vegetal no Estado de Minas Gerais foi de suma importância para o desenvolvimento da economia regional. As principais plantas industriais estão localizadas em: Santos Dumont, Belo Horizonte, Sete Lagoas, Divinópolis e Pirapora. No entanto, a localização se relaciona a vários fatores como: fonte dos recursos naturais (minério de ferro), eficiência energética, escoamento da produção e mercado.

O Estado de Minas Gerais é o maior produtor e consumidor de carvão vegetal, consumindo, em média, cerca de 18 milhões de metros cúbicos deste insumo (ABRACAVE, 2002). O carvão vegetal é, preponderantemente, consumido nas indústrias siderúrgicas a ferro-gusa, na qual participa com cerca de 70% do preço da tonelada de gusa.

O consumo de carvão vegetal não é homoganeamente distribuído entre as regiões consumidoras de Minas Gerais. O custo de transporte, a localização e outros fatores específicos diferenciam os preços em cada região.

Assim, as diferenças de preços entre regiões estão atreladas às distâncias em que o carvão vegetal produzido está de sua fonte consumidora, ou seja, do parque industrial.

O conhecimento das relações entre oferta e demanda de carvão vegetal e suas variações de preços fornecem elementos importantes para a previsão do comportamento futuro do mercado.

A ABRACAVE (2003), hoje Associação Mineira de Silvicultura (AMS), coleta informações sobre os preços do carvão vegetal das regiões consumidoras, que difunde e oficializa os preços do metro cúbico de carvão vegetal. Há vários estudos sobre os preços do carvão vegetal em Minas Gerais, mas que tratam o Estado como um todo, sendo que

nenhum deles analisa os pólos consumidores separadamente, o que constitui o objetivo central do presente estudo. Com este trabalho analisou-se os preços de carvão vegetal em quatro regiões consumidoras do Estado de Minas Gerais, com os seguintes objetivos específicos: Verificar as séries de preços de carvão vegetal nas regiões de Belo Horizonte, Sete Lagoas, Divinópolis e Vertentes, localizados no Estado de Minas Gerais; Estimar o modelo da família ARIMA para os preços mensais de carvão vegetal, para as regiões estudadas, e; Prever os preços do carvão vegetal das regiões para 2004, com base nos modelos estudados.

2 MATERIAL E MÉTODOS

As regiões estudadas foram a grande Belo Horizonte, Divinópolis, Sete Lagoas e Vertentes, no Estado de Minas Gerais. As séries históricas de preços do metro cúbico de carvão vegetal foram obtidas dos Anuários Estatísticos da ABRACAVE, referentes ao período de janeiro de 1981 a dezembro de 2003.

Os preços foram convertidos ao dólar americano, comercial oficial do Banco Central do Brasil (PTAX 800) a preço de venda (BRASIL, 2004) e foi utilizado o deflator americano do *Consumer Price Index* (CPI), ano base 1982-1984 = 100, obtido do *Bureau of Labor Statistic* (2004) para corrigir o dólar americano.

Caracterizou-se o mercado de carvão vegetal e analisou-se as variações de preços, em busca de diferenciar as regiões consumidoras de carvão vegetal. Utilizou-se as análises de domínio do tempo e domínio da frequência em busca de afirmações para esta diferenciação de preço.

Para ajustar o modelo de uma série estacionária usou-se o método Box & Jenkins (1976), considerando 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 modelos; θ_j , ($j = 1, 2, \dots, q$) são parâmetros do modelo de média móveis e a_t é o ruído branco, ou seja, uma porção não-controlável do modelo causados por fatores exógenos, incluindo os

fatores catastróficos, como guerra e epidemias, planos de governo e por fatores aleatórios.

Se uma série é não estacionária, com algumas transformações nos dados, tais como cálculo da 1ª ou 2ª diferença, pode-se chegar a uma série

estacionária na média, sobre a qual a metodologia pode ser aplicada (MORETTIN & TOLOI, 1987).

O processo Auto-Regressivo Integrado Média Móvel, ou simplesmente, ARIMA (p,d,q) é utilizado quando a série é não-estacionária do tipo homogêneo, que permite sua transformação em uma série estacionária através do operador da diferença de ordem d , podendo ser descrito como: $\phi(B)\Delta^d Y_t = \theta(B)a_t$; $\nabla^d = (1-B)^d$; $w_t = \nabla^d Y_t$, em que: B é o operador de retardo (*backward*), d = número de diferenças para tornar a série estacionária. O polinômio auto-regressivo de ordem p (ϕB), sendo $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$. O polinômio de médias móveis ordem q (θB), é dada por $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$.

O modelo utilizado foi o Sazonal Auto-Regressivo Integrado Média Móvel, SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)_s, para eliminar os efeitos da sazonalidade e da tendência tornando a série estacionária. O modelo SARIMA consiste em estabelecer um número maior de parâmetros para preconizar a sazonalidade, na série possuidora de correlação serial nos períodos defasados do tipo $\phi(B^s)\nabla^D Y_t = \theta(B^s)a_t$; $\nabla^D = (1-B^s)^D$; $w_t = \nabla^D \nabla^d Y_t$, em que: s = sazonalidade, D = número de diferenças sazonal.

O polinômio auto-regressivo de ordem P (ΦB) sendo, $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_{24} B^{24} - \dots - \Phi_P B^P$. O polinômio de médias móveis ordem Q (ΘB), é dada por $\Theta(B) = 1 - \Theta_{12} B^{12} - \Theta_{24} B^{24} - \dots - \Theta_Q B^Q$.

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.

A aplicação do modelo SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)_s segue as seguintes etapas: identificação e ajuste, estimativa, diagnóstico e previsão (FISCHER, 1982; SILVA & SILVA, 1996; VENABLE & RIPLEY, 1999).

A identificação do modelo consiste em determinar a ordem do modelo com base no "princípio de parcimônia". Foram utilizadas a análise no domínio do tempo e a análise no domínio da frequência, sendo duas aproximações fundamentais para a análise de séries temporais processadas de forma bem diferente e podem ser vistas como distintas, contudo, não são independentes, sendo na verdade complementares e ligadas matematicamente.

Após a identificação, foram estimados os

parâmetros ϕ 's do processo AR, os parâmetros θ 's do processo MA. Estimativas dos parâmetros são feitas pela distribuição gaussiana através do método da máxima verossimilhança (*Maximum Likelihood*), considerando um intervalo de confiança de 95%, satisfazendo às condições invertibilidade e unicidade dos parâmetros.

Em seguida foram feitas as checagens do diagnóstico do modelo proposto mediante análises dos resíduos padronizados, resíduos da função de Autocorrelação (ACF), resíduos da Função de Autocorrelação Parcial (PACF), verificado *portmanteau test* se é ruído branco e avaliado por meio do Critério de Informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1977; BOX & PIERCE, 1970). Depois de identificado, estimado e diagnosticado o modelo SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)_s foram feitas as projeções futuras para 2004.

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

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1 observa-se o comportamento dos preços reais do metro cúbico de carvão vegetal (US\$/m³), praticados nas quatro regiões consumidoras em Minas Gerais.

O consumo de carvão vegetal, em Minas Gerais, se dá, basicamente, na produção de ferro-gusa, ferro-liga e cimento, ou seja, é voltado para a construção civil. Dentre as regiões estudadas, o consumo de carvão vegetal se concentra mais nas siderúrgicas produtoras de ferro-gusa, nas regiões de Belo Horizonte, Sete Lagoas e Divinópolis; nas regiões produtoras de ferro-liga, região de Vertentes; e nas usinas de cimento da regiões de Vertentes e Belo Horizonte.

Aparentemente, as variações de preço entre as regiões têm comportamentos homogêneos, havendo algumas situações de picos, em determinados períodos, que podem diferenciar um pouco as séries de preços.

Em relação à média, no período como um todo, os preços do carvão vegetal de Vertentes são os mais altos. A seguir, vem Belo Horizonte, Sete Lagoas e

Divinópolis. As séries de preços de Divinópolis parecem ser as mais estáveis no mercado de Minas Gerais.

Observa-se que as variações longitudinais das séries temporais dos preços do carvão vegetal estão decrescendo, ao longo do tempo. Para identificar os

modelos apropriados na metodologia Box & Jenkins (1976), inicialmente devem ser analisados os gráficos originais das séries em estudo. As análises desses gráficos podem indicar a presença de tendência ou alteração na variância, o que revela se a série é ou não estacionária.

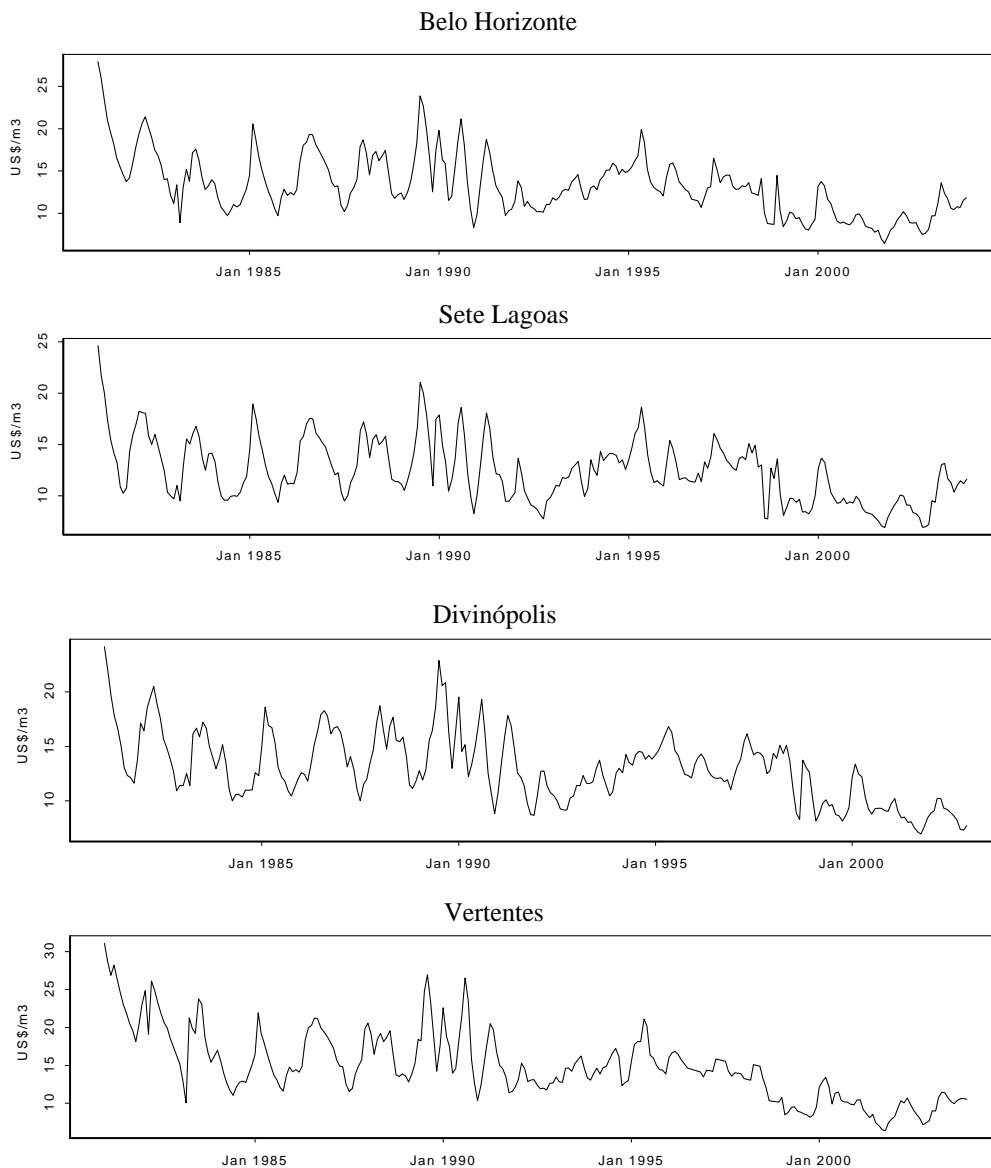


Figura 1 – Comportamento dos preços reais do carvão vegetal em Belo Horizonte, Sete Lagoas, Divinópolis e Vertentes (US\$/m³) no período de 1981 a 2003 (Base 1982/1984 = 100).

Figure 1 – Behavior of charcoal real prices in Belo Horizonte, Sete Lagoas, Divinópolis and Vertentes (US\$/m³) in the period 1981- 2003 (Base 1982/1984 = 100).

A diferença entre as séries de preço das regiões estudadas pode ser verificada pelas análises de domínio do tempo, com a ACF e PACF. O comportamento destas funções indica o modelo a ser utilizado, bem como auxilia no uso dos testes de raízes unitárias para confirmar a estacionariedade.

Pela Figura 2 observa-se ACF dos preços do metro cúbico de carvão vegetal. Nota-se que nas ACF's ocorre uma mistura exponencial e de forma senoidal, típico do processo auto-regressivo, comprovando que a série não é estacionária, constando efeitos de sazonalidade no número de defasagens de k , também conhecido como "lag".

Observa-se que os comportamentos das defasagens podem diferenciar as regiões estudadas. Nota-se que em Vertentes seus valores estão mais autocorrelacionados, devido à suavidade da forma senoidal mostrada na Figura 2. A região de Divinópolis apresenta preços abaixo da média e possui ACF semelhante à ACF de Belo Horizonte. Já a região de

Sete Lagoas apresenta autocorrelação menor que as demais regiões estudadas. Assim, as análises feitas pela da ACF indicam que as quatro regiões apresentam não estacionariedade.

Depois de verificadas as ACF's, foram verificadas as PACF's das quatro regiões estudadas (Figura 3). A PACF determina o passo do processo autoregressivo (AR). Observa-se que as PACF's das quatro regiões apresentam uma defasagem dois, significativa para a parte não sazonal, fornecendo indícios de que o processo é o AR (2).

As análises de domínio da frequência, fortalece-se a interpretação dos dados em estudo, através do periodograma. Analisando as densidades espectrais estimadas, foi possível ver, separadamente, as contribuições dos processos variando em diferentes velocidades em *decibel* (dB) do espectro no eixo vertical. O espectro mostra a variação nos dados originais, que é referente às oscilações para as frequências harmônicas com um intervalo de confiança de 95%.

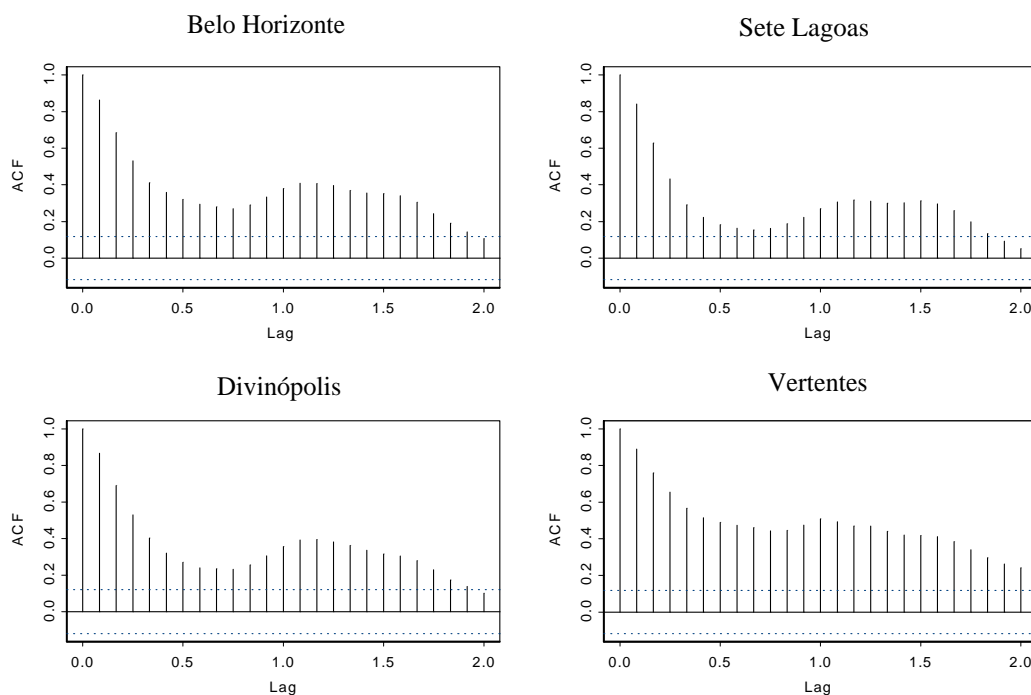


Figura 2 – Função de Autocorrelação (ACF) das séries de preço do carvão vegetal, das quatro regiões consumidoras em Minas Gerais.

Figure 2 – Auto Correlation Function (ACF) of charcoal price series in four consuming regions in Minas Gerais State.

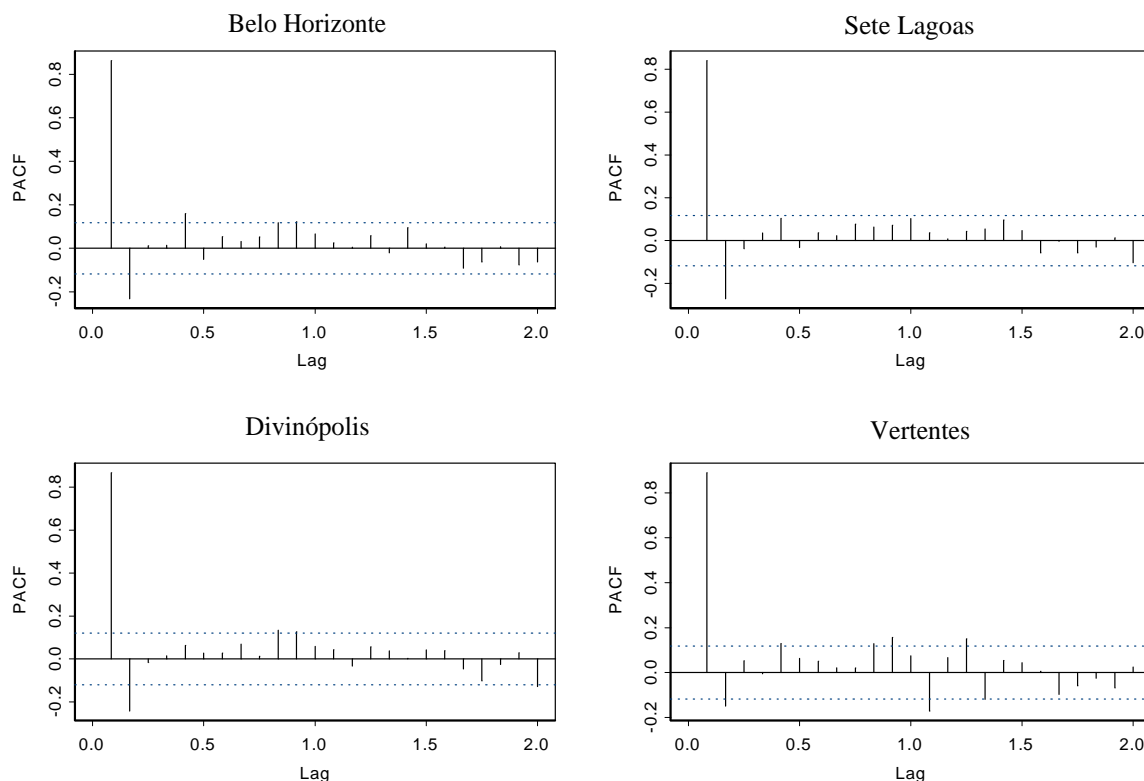


Figura 3 – Função de Autocorrelação Parcial (PACF) das séries de preço do carvão vegetal, das quatro regiões consumidoras em Minas Gerais.

Figure 3 – Partial Auto Correlation Function (PACF) of charcoal price series in four consuming regions in Minas Gerais State.

Verifica-se, na Figura 4, que o periodograma apresenta todos os movimentos das séries, utilizando o comprimento da onda da banda = 0,0125511, entre os intervalos da frequência e as intensidades espectrais, variando entre $-5,87588$ e $17,5667$ decibels (dB), com um intervalo de confiança de 95%. Assim, para as regiões estudadas, foram utilizados as mesmas intensidades e comprimentos de onda da banda.

Observando o comportamento das densidades espectrais, nota-se que as séries de preços são diferentes. As oscilações espectrais, em diferentes pontos da frequência, mostram as variações das séries de preço. Contudo, pode-se observar que as séries de preços formam mercados distintos entre as regiões.

O periodograma suavizado (Figura 5) aumenta o comprimento de onda da banda=0,0547089 e diminui as densidades espectrais, que varia entre $-3,37614$ e $5,560192$ dB, com um intervalo de confiança de 95%.

Assim, da mesma forma que foi verificada no periodograma, as diferenças entre regiões, com o periodograma suavizado, podem ser vistas com mais clareza as flutuações das regiões.

Como as séries de preço de carvão vegetal das quatro regiões estudadas são não estacionárias, foi necessário processar uma transformação de 1ª diferença nos dados para verificar a parte sazonal através da Função de Autocorrelação, que apresentou os lag 12 significativo, ou seja, fora do intervalo de significância.

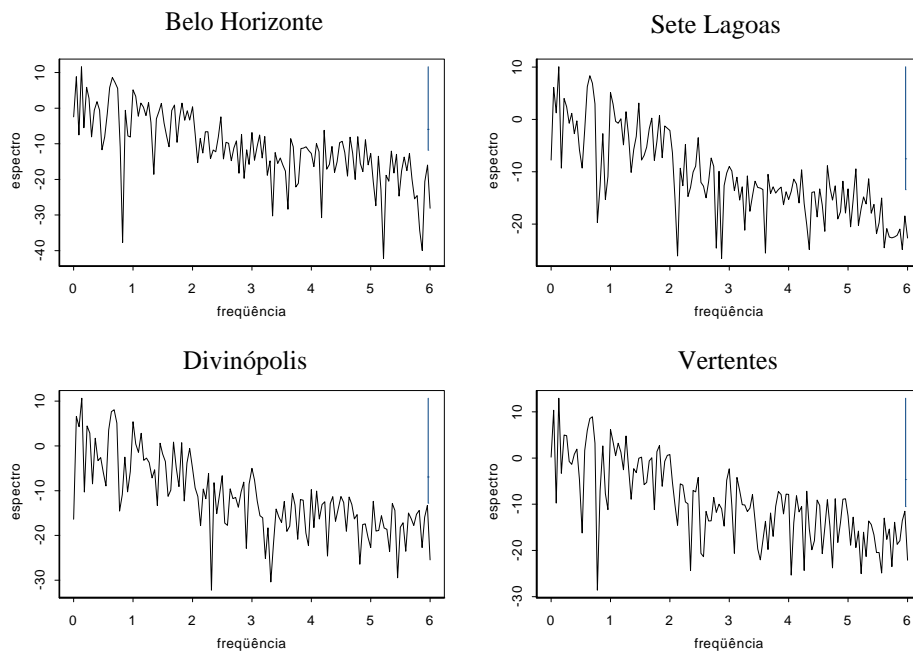


Figura 4 – Periodograma estimado das séries de preço do carvão vegetal, das quatro regiões consumidoras em Minas Gerais.
Figure 4 – Estimated Periodogramme of charcoal price series in four consuming regions in Minas Gerais State.

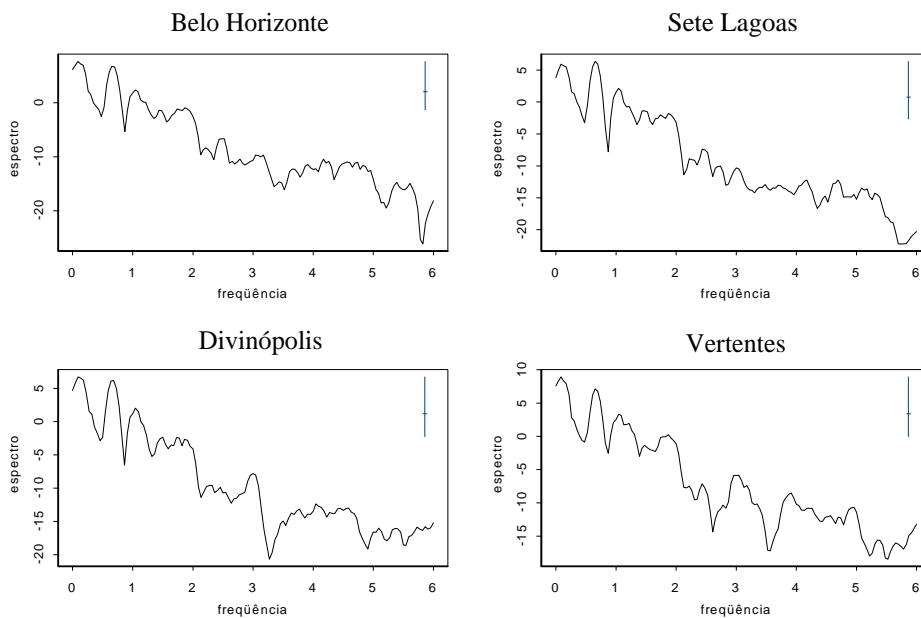


Figura 5 – Periodogramas suavizados das séries de preço do carvão vegetal, das quatro regiões consumidoras em Minas Gerais.
Figure 5 – Softened Periodogramme of charcoal price series in four consuming regions in Minas Gerais State.

A partir dessa transformação, a Função de Autocorrelação (ACF) e a Função de Autocorrelação Parcial (PACF) se convergiram de forma exponencial. Foram pré-selecionados os modelos SARIMA (1,1,2)x(2,1,0)₁₂, SARIMA (2,0,0)x(0,1,1)₁₂, SARIMA (1,1,2)x(1,0,0)₁₂ e SARIMA (2,1,1)x(1,0,0)₁₂ de acordo com os critérios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão é o SARIMA (1,1,2)x(2,1,0)₁₂, para Belo Horizonte, em que,

$$Y_t = \frac{(1+0,56509B - 0,17876B^2) a_t}{(1+0,2718B)(1+0,69717B^{12} + 0,37734B^{24})(1-B)(1-B^{12})}$$

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 na Figura 6(b) revelaram que os resíduos apresentam comportamento aleatório sendo ruído branco, ou seja, os resíduos do ACF foram $\leq 5\%$ do intervalo de confiança.

Pela Figura 6 (c) é reforçada a existência de ruído branco. Foi usado o teste de Box & Pierce (1970), que compara o valor da estatística de teste com os valores tabelados na distribuição do Qui-quadrado, mostrando que os resíduos estimados são significativos, assim a_t é considerado ruído branco.

Para a série de preços de Sete Lagoas, foram identificados os valores de p, d, q e P, D, Q através do domínio do tempo e domínio da frequência. Após

$$Y_t = \frac{(1-0,92221B^{12})a_t}{(1-1,14253B + 0,31565B^2)(1-0,09849B^{12} + 0,05807B^{24})(1-B^{12})}$$

Tabela 1 – Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA (1,1,2)x(2,1,0)₁₂, para Belo Horizonte.

Table 1 – Estimate of SARIMA'S (1,1,2)x(2,1,0)₁₂ Model Parameters, for Belo Horizonte.

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
θ_1	-0,56509	0,09036	-6,25	<0,0001
θ_2	0,17876	0,06949	2,57	0,0101
ϕ_1	-0,2718	0,06712	-4,05	<0,0001
Φ_1	-0,69717	0,05723	-12,18	<0,0001
Φ_2	-0,37734	0,05328	-7,08	<0,0001
	AIC		1062,487	
	SBC		1080,348	

$$Y_t = \frac{(1-\theta_1B - \theta_2B^2) a_t}{(1-\phi_1B)(1-\Phi_1B^{12} - \Phi_2B^{24})(1-B)(1-B^{12})}$$

Os parâmetros estimados que satisfizeram as condições de estacionariedade e invertibilidade das condições de ruído branco estão apresentados na Tabela 1.

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

a estimativa dos parâmetros do modelo proposto, verificou-se que o parâmetro AR (2), conforme sugerido pelas análises de ACF e PACF. Assim, os valores dos parâmetros foram estimados pelo método da máxima verossimilhança. Os modelos foram pré-selecionados em: SARIMA (2,1,0)x(0,1,1)₁₂, SARIMA (2,0,1)x(0,1,1)₁₂, SARIMA (2,0,0)x(2,1,1)₁₂ e SARIMA (2,0,1)x(2,1,1)₁₂, de acordo com os critérios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão é o SARIMA (2,0,0)x(2,1,1)₁₂, isto é,

$$Y_t = \frac{(1-\Theta_1B^{12})a_t}{(1-\phi_1B - \phi_2B^2)(1-\Phi_1B^{12} - \Phi_2B^{24})(1-B^{12})}$$

A estimativa dos parâmetros aceita pelo modelo se encontra na Tabela 2.

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

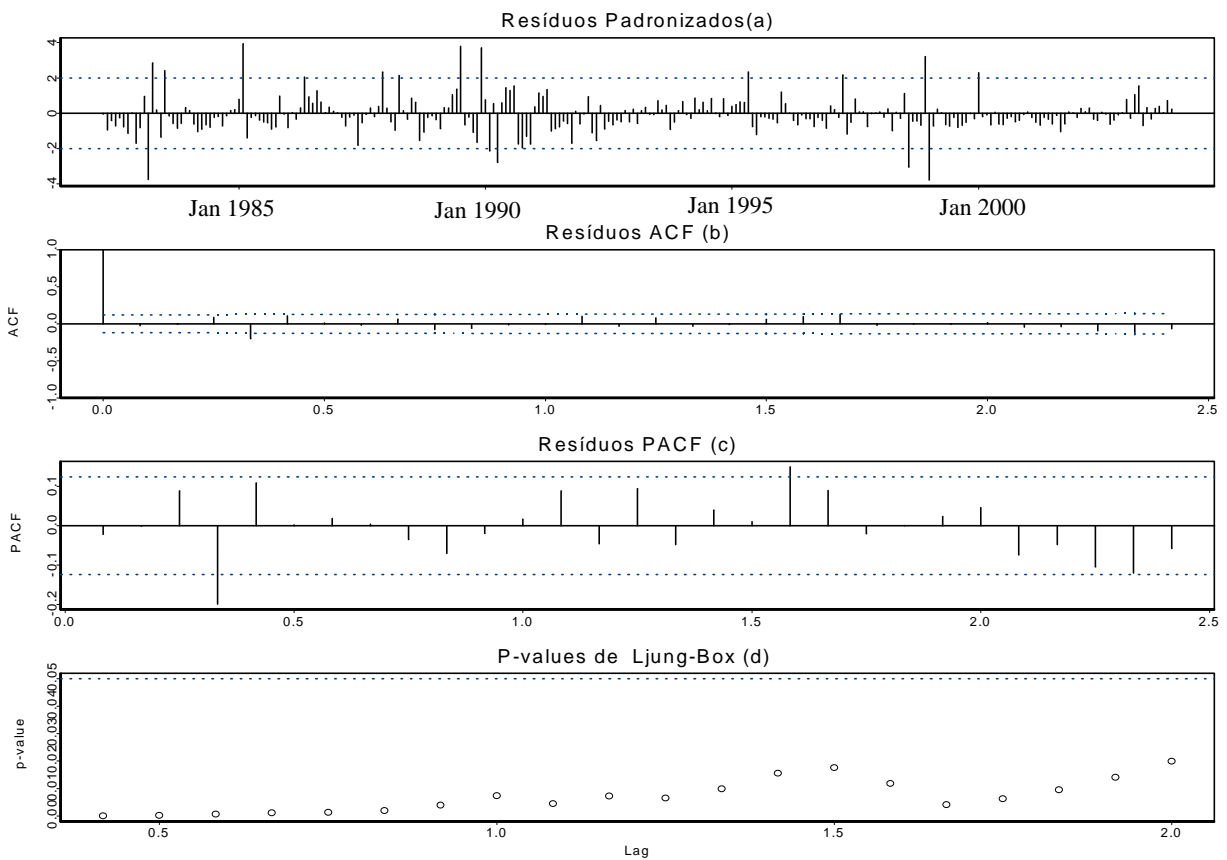


Figura 6 – Diagnóstico do modelo SARIMA $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$.

Figure 6 – Diagnosis of SARIMA 's $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$ model.

Tabela 2 – Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA $(2,0,0) \times (2,1,1)_{12}$, para Sete Lagoas.

Table 2 – Estimate of SARIMA 'S $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$ Model Parameters, for Sete Lagoas.

Parâmetro	Estimativa	erro padrão	Teste t	p-value
Θ_2	0,92221	0,06375	14,47	<0,0001
ϕ_1	1,14253	0,05439	21,01	<0,0001
ϕ_2	-0,31565	0,05692	-5,55	<0,0001
Φ_1	0,09849	0,0298	3,31	0,0009
Φ_2	-0,05807	0,02994	-1,94	0,0524
	AIC		957,0499	
	SBC		974,9296	

Após a estimativa do modelo, fez-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os erros precisam ser normais e independentes. Os resíduos de ACF do modelo estimado (Figura 7 (b)) revelaram que os resíduos apresentam comportamento aleatório, constituído de ruído branco.

De acordo com Box & Jenkins (1976), foi checado a invertibilidade do modelo, sendo uma condição necessária para que a série atenda à condição de unicidade dos parâmetros. O teste de Box & Pierce (1970) (*portmanteau test*) foi realizado e verificou-se que os resíduos podem ser considerados como ruído branco, após o ajuste do modelo (Figura 7 (d)).

Depois de identificado os valores da ordem do modelo, através do domínio do tempo e domínio da frequência para a região de Divinópolis, passa-se para

a estimativa dos parâmetros do modelo proposto, adotando-se o parâmetro AR (2) sugerido pelas análises. Logo, os valores dos parâmetros foram estimados através do método da máxima verossimilhança. Os modelos pré-selecionados foram: SARIMA (2,1,1) \times (2,0,1) $_{12}$, SARIMA (2,0,0) \times (0,1,1) $_{12}$, SARIMA (1,0,1) \times (2,1,1) $_{12}$ e SARIMA (2,0,0) \times (2,1,1) $_{12}$ de acordo com os critérios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão é o SARIMA (1,0,1) \times (2,1,1) $_{12}$, isto é,

$$Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12}) a_t}{(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1 - B^{12})}$$

A estimativa dos parâmetros do modelo estão apresentados na Tabela 3.

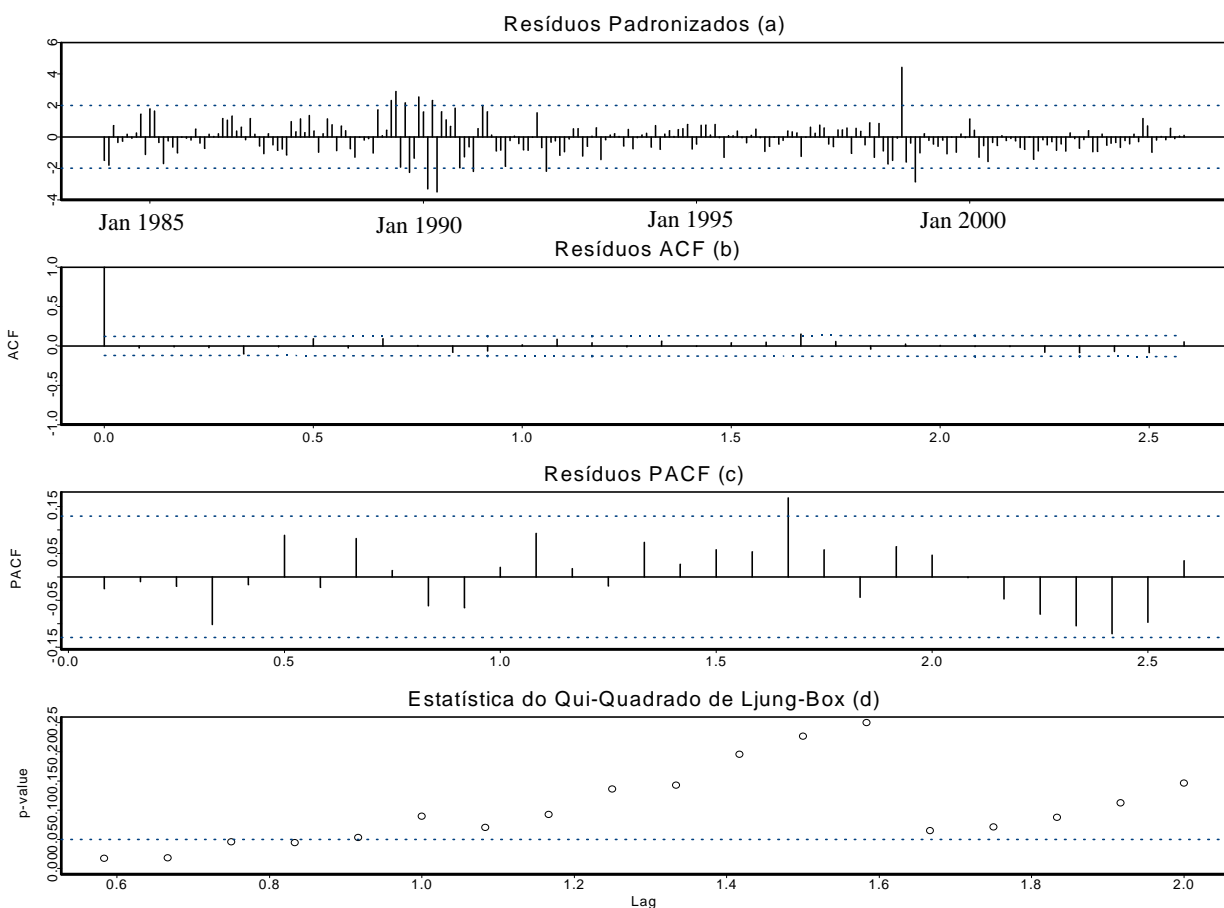


Figura 7 – Diagnóstico do modelo SARIMA (2,0,0) \times (2,1,1) $_{12}$.

Figure 7 – Diagnosis of SARIMA 's (2,0,0) \times (2,1,1) $_{12}$ model.

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

$$Y_t = \frac{(1+0,10174B)(1-0,88795B^{12})a_t}{(1-0,86055B)(1-0,10661B^{12}+0,10674B^{24})(1-B^{12})}$$

Após a estimativa do modelo, faz-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os erros precisam ser normais e independente. Os resíduos da ACF do modelo estimado (Figura 8(b)) revelaram que os resíduos apresentam comportamento aleatório, constituído de ruído branco.

Tabela 3 – Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA (1,0,1)x(2,1,1)₁₂, para Divinópolis.

Table 3 – Estimate of SARIMA 'S(1,1,2)x(2,1,0)12 Model Parameters, for Divinópolis.

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
θ_1	-0,10174	0,04469	-2,28	0,0228
Θ_1	0,88795	0,0594	14,95	<0,0001
ϕ_1	0,86055	0,03135	27,45	<0,0001
Φ_1	0,10661	0,0314	3,4	0,0007
Φ_2	-0,10674	0,02919	-3,66	0,0003
	AIC		930,486	
	SBC		948,366	

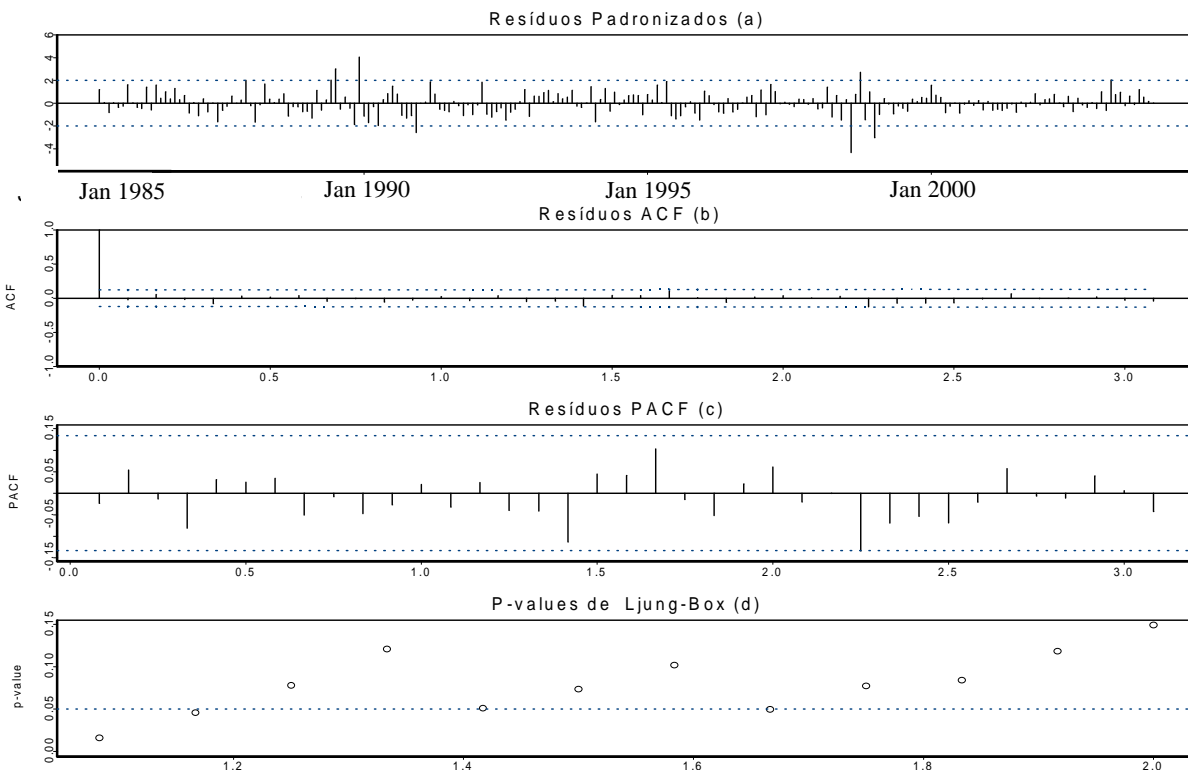


Figura 8 – Diagnóstico do modelo SARIMA (1,0,1)x(2,1,1)₁₂^{Lag}

Figure 8 – Diagnosis of SARIMA 's (1,0,1)x(2,1,1)12 model.

De acordo com Box & Jenkins (1976), foi checado a invertibilidade do modelo, sendo uma condição necessária para que a série atenda à condição de unicidade dos parâmetros. O teste de Box & Pierce (1970) (*portmanteau test*) foi realizado e verificou-se que os resíduos podem ser considerados como ruído branco, após o ajuste do modelo (Figura 8(d)).

Os valores de p , d , q e P , D , Q , foram identificados para a região de Vertentes através do domínio do tempo e domínio da frequência. Os valores dos parâmetros do modelo proposto foram estimados através do método da máxima verossimilhança. Dentre os modelos pré-selecionados foram: SARIMA $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$, SARIMA $(1,0,1) \times (0,1,1)_{12}$, SARIMA $(2,0,0) \times (0,1,1)_{12}$ e SARIMA $(2,0,0) \times (1,1,1)_{12}$ de acordo com os critérios de informação e nível de significância dos parâmetros. Verificou-se que o modelo de melhor previsão é o SARIMA $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$, isto é,

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

A estimativa dos parâmetros aceita pelo modelo é apresentada na Tabela 4.

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

$$Y_t = \frac{(1 - 0,80439B^{12}) a_t}{(1 - 0,9073B)(1 - B^{12})}$$

Após a estimativa do modelo, faz-se a verificação do resíduo da série ajustada, em que os

erros devem ser normais e independente sugeridos por Box & Jenkins (1976). Os resíduos de ACF do modelo estimado na Figura 9(b) revelam que os resíduos apresentam comportamento aleatório, constituído de ruído branco.

A Figura 9(d) reforça a existência de ruído branco nos resíduos. Após a utilização do teste de Ljung-Box, não se rejeita, para qualquer “lag”, ou defasagem de k , a hipótese de erros não correlacionados.

As previsões para as quatro regiões estudadas estão apresentadas na Figura 10 e nas Tabelas 5, 6, 7 e 8. Projetou-se para 9 períodos adiantes, isto é, previsões para o ano de 2004. As Figuras mostram as respectivas séries de cada região com previsões de janeiro a setembro de 2004 e com os respectivos intervalos de confiança (95%), com base no período de dezembro de 2003, que corresponde a $t = 276$.

Verificando as projeções futuras do modelo SARIMA $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$ e comparando com os valores reais (Tabela 5), certifica-se que as previsões foram boas, estando entre limite superior e a previsão, de acordo com erro quadrado médio da previsão foi igual a 13,51, a maior variação entre o observado e as projeções foi de 38,56% em abril.

As projeções futuras do modelo SARIMA $(2,0,0) \times (2,1,1)_{12}$ comparado com os valores reais (Tabela 6), certifica-se que as previsões foram boas, de acordo com erro quadrado médio da previsão foi igual a 16,02. A maior variação entre o observado e as projeções foi de 48,95% em abril, que extrapolou o limite superior das projeções.

Tabela 4 – Estimativa dos Parâmetros do Modelo SARIMA $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$, para Vertentes.

Table 4 – Estimate of SARIMA'S $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$ Model Parameters for Vertentes.

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão	Teste t	p-value
Θ_1	0,80439	0,0467	17,22	<0,0001
ϕ_1	0,9073	0,0282	32,18	<0,0001
	AIC		1088,835	
	SBC		1095,986	

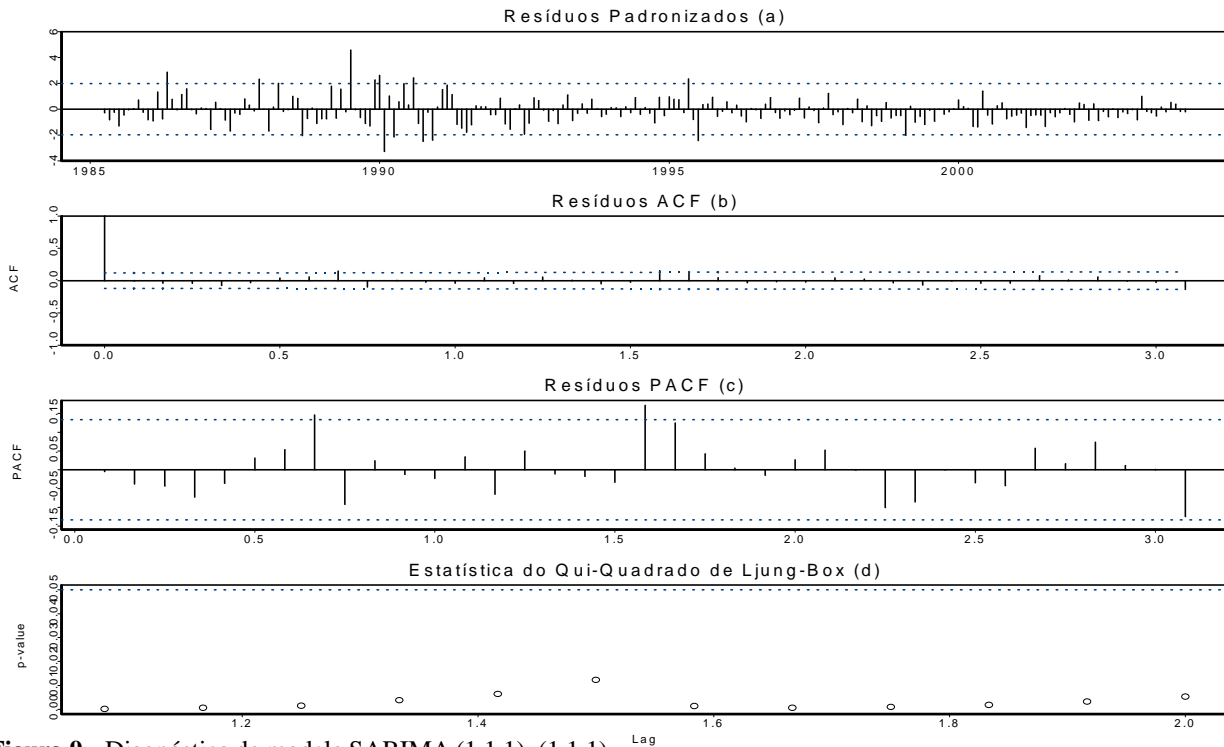


Figura 9 – Diagnóstico do modelo SARIMA $(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$.
Figure 9 – Diagnosis of SARIMA $(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$ model.

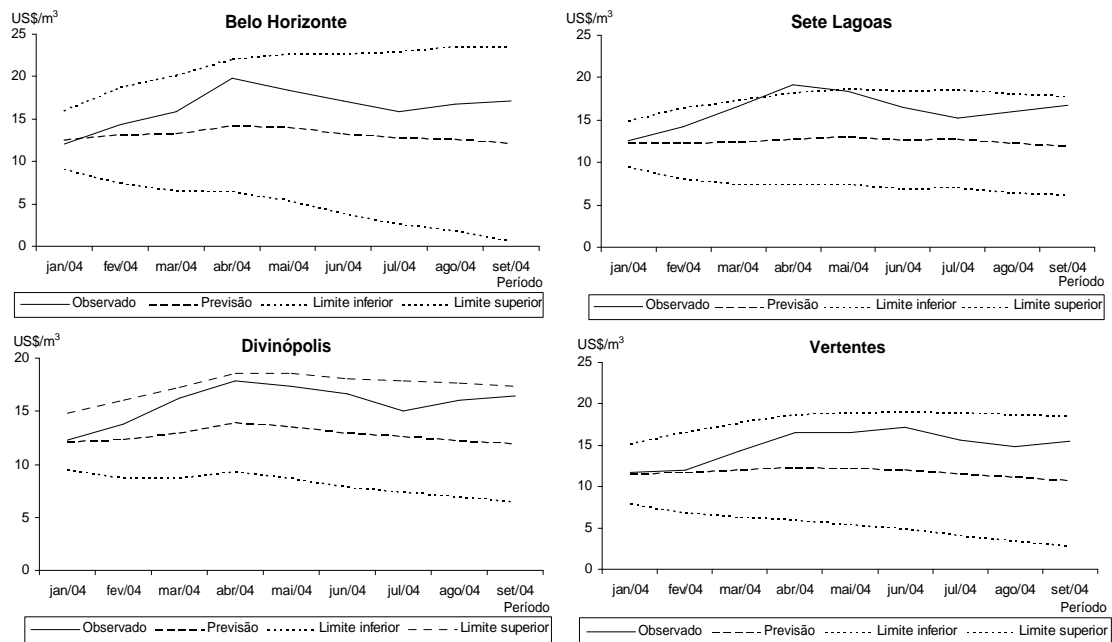


Figura 10 – Previsão para o ano de 2004 das séries de preços de carvão vegetal para as quatro regiões.
Figure 10 – Forecast for 2004 of charcoal price series for the four regions.

Verificando as projeções futuras do modelo SARIMA $(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$ e comparando com os valores reais (Tabela 7), certifica-se que as previsões foram boas, estando entre limite superior e a previsão. O erro quadrado médio da previsão foi igual a 10,56 e a maior variação entre o observado e as projeções foi de 38,28% em setembro.

Verificando as projeções futuras do modelo SARIMA $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$ e comparando com os valores reais (Tabela 8), certifica-se que as previsões foram boas, estando entre limite superior e a previsão, de acordo com erro quadrado médio da previsão foi

igual a 13,25, a maior variação entre o observado e as projeções foi de 26,24% em junho.

Foram feitos os testes dos parâmetros dos modelos entre as regiões, que a necessidade de apresentar modelos diferenciados para cada região (Tabela 9).

Assim, verificou-se que os parâmetros dos modelos apresentados são significativos para as regiões. As regiões de Divinópolis e Vertentes apresentaram parâmetros não significativos, mas a região de Divinópolis apresentou um número maior de parâmetros, em que representa um modelo diferenciado da região de Vertentes.

Tabela 5 – Preços observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 em Belo Horizonte.

Table 5 – Observed prices and model's forecast for 2004, in Belo Horizonte Region.

Mês	Observado	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
jan/04	12,08	12,56	1,778	9,08	16,05
fev/04	14,32	13,14	2,906	7,44	18,83
mar/04	15,89	13,38	3,439	6,64	20,12
abr/04	19,78	14,27	3,961	6,51	22,04
mai/04	18,42	14,10	4,406	5,46	22,74
jun/04	17,19	13,34	4,814	3,90	22,77
jul/04	15,87	12,83	5,189	2,66	23,00
ago/04	16,73	12,71	5,539	1,85	23,56
set/04	17,09	12,15	5,868	0,65	23,65

Tabela 6 – Preços observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 em Sete Lagoas.

Table 6 – Observed prices and model's forecast for 2004 in Sete Lagoas region.

Mês	Real	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
jan/04	12,51	12,29	1,404	9,54	15,04
fev/04	14,21	12,29	2,131	8,11	16,47
mar/04	16,59	12,45	2,544	7,47	17,44
abr/04	19,16	12,86	2,764	7,44	18,28
mai/04	18,40	13,09	2,876	7,46	18,73
jun/04	16,55	12,72	2,932	6,97	18,46
jul/04	15,19	12,88	2,959	7,08	18,68
ago/04	15,95	12,29	2,972	6,47	18,12
set/04	16,72	12,03	2,978	6,19	17,86

Tabela 7 – Preços observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 em Divinópolis.**Table 7** – Observed prices and model's forecast for 2004, in Divinópolis Region.

Mês	Observado	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
jan/04	12,24	12,17	1,337	9,55	14,79
fev/04	13,79	12,38	1,855	8,75	16,02
mar/04	16,25	12,98	2,160	8,75	17,22
abr/04	17,89	13,97	2,361	9,34	18,60
mai/04	17,32	13,65	2,499	8,75	18,55
jun/04	16,65	13,03	2,597	7,94	18,12
jul/04	15,01	12,68	2,667	7,45	17,90
ago/04	16,06	12,30	2,718	6,97	17,62
set/04	16,50	11,93	2,754	6,53	17,33

Tabela 8 – Preços observados e previsão estimada pelo modelo para o ano de 2004 em Vertentes.**Table 8** – Observed prices and model's forecast for 2004, in Vertentes Region.

Mês	Observado	Previsão	Erro-padrão da previsão	Limite inferior	Limite superior
jan/04	11,68	11,58	1,847	7,96	15,20
fev/04	11,98	11,77	2,494	6,88	16,66
mar/04	14,31	12,09	2,921	6,37	17,82
abr/04	16,51	12,37	3,230	6,04	18,70
mai/04	16,56	12,26	3,464	5,47	19,05
jun/04	17,17	12,04	3,646	4,90	19,19
jul/04	15,59	11,55	3,789	4,12	18,97
ago/04	14,84	11,15	3,902	3,51	18,80
set/04	15,47	10,75	3,993	2,92	18,57

Tabela 9 – Teste “t” para validação dos modelos entre regiões.**Table 9** – Test “t” for model's validation among regions.

Parâmetros	Regiões	Sete Lagoas	Divinópolis	Vertentes
ϕ_1	Belo Horizonte	26,00349	36,11962	41,81206
ϕ_1	Sete Lagoas		5,184409	4,324876
ϕ_1	Divinópolis			-1,49123
Θ_1	Divinópolis			1,406734

4 CONCLUSÕES

As análises realizadas permitiram as seguintes conclusões:

As diferenças de preços do carvão vegetal das quatro regiões se dão, basicamente, pela localização de cada região; as análises de domínio do tempo e domínio da frequência mostraram que os mercados das quatro regiões estudadas são distintos.

As regiões de Sete Lagoas e Belo Horizonte, por serem próximas, possuem preços semelhantes, mas geraram modelos específicos.

Os modelos que forneceram os melhores ajustes para as séries observadas foram o SARIMA $(1,1,2) \times (2,1,0)_{12}$ para Belo Horizonte; o SARIMA $(2,0,0) \times (2,1,1)_{12}$, para Divinópolis; o SARIMA $(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$, para Sete Lagoas e o SARIMA $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$ para Vertentes.

Todos os modelos SARIMA (p,d,q) $(P,D,Q)_s$ para as quatro regiões estudadas, apresentaram ruído branco; as projeções dos modelos SARIMA (p,d,q) $(P,D,Q)_s$ das quatro regiões foram satisfatórias.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRACAVE. **Anuário estatístico**. Belo Horizonte, 2002.
- ABRACAVE. **Anuário estatístico**. Belo Horizonte, 2003.
- AKAIKE, H. On entropy maximization principle. In: KRISHAIAH, P. R. (Ed.). **Application of statistics**. Amsterdam: North-Holland, 1977. p. 27-41.
- BLOOMFIELD, P. **Fourier analysis of times series: an introduction**. New York: J. 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.
- BUREAU OF LABOR STATISTIC. **Consumer price index**. Washington: U. S. Department of Labor, 2004. Disponível em: <<ftp://ftp.bls.gov/pub/special.request/cpi/cpiat.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.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Previsão de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Atual, 1987. 436 p.
- PAULA, R. Z. A. Indústria em Minas Gerais: origem e desenvolvimento. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2004, Diamantina. **Anais...** Diamantina: [s.n.], 2004. Disponível em: <www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2002/textos/d13.pdf>. Acesso em: 17 jan. 2004.
- SILVA, M. L.; SILVA, J. M. A. Análise do comportamento temporal dos preços do carvão vegetal: aplicação do modelo e a avaliação da metodologia "Box and Jenkins". **Revista Árvore**, Viçosa, v. 20, n. 1, p. 57-67, jan./mar. 1996.
- VENABLE, W. N.; RIPLEY, B. D. **Modern applied statistic with S-PLUS**. 3. ed. New York: Springer-Verlag, 1999. 501 p.