

AJUSTE DE UM MODELO DE SÉRIES TEMPORAIS PARA PREVISÃO DA TEMPERATURA MÍNIMA DO AR PARA LAVRAS/MG EM 2011

LUIZ G. CARVALHO¹, CAMILA C. ALVARENGA² DANIELA C. RODRIGUES³

¹ Eng. Agrícola, Prof. Adjunto, Depto. de Engenharia, UFLA, Lavras – MG. ² Doutoranda em Recursos Hídricos em Sistemas Agrícolas, Depto. de Engenharia Agrícola, UFLA, Lavras – MG, Fone: (0xx35-3829-1481), camilaalvarenga@uol.com.br. ³ Graduando em Engenharia Agrícola, Depto. de Engenharia, UFLA, Lavras – MG.

Apresentado no XVII Congresso Brasileiro de Agrometeorologia – 18 a 21 de Julho de 2011 – SESC Centro de Turismo de Guarapari, Guarapari – ES.

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi ajustar um modelo de séries temporais aos dados diários de temperatura mínima do ar do município de Lavras/MG com a finalidade de fazer previsão para a temperatura mínima diária no ano de 2011. Foram utilizados dados diários de temperatura mínima do ar (2000 – 2010) disponibilizados pelo INMET. Conclui-se que o modelo de séries temporais ajustado pode ser útil para descrever o comportamento da série diária de temperatura mínima de Lavras/MG e prevê-se que o valor mínimo, máximo e médio desta variável deve ser de 4,2°C (para o dia 17/08), 22,7°C (para o dia 24/02) e 15,7°C, respectivamente.

PALAVRAS-CHAVE: temperatura mínima, modelos de séries temporais, previsão

ADJUSTMENT OF A TIME SERIES MODEL IN ORDER TO PREDICT THE MINIMUM AIR TEMPERATURE FOR LAVRAS/MG IN 2011

ABSTRACT: The aim of this work was to adjust a time series model for the daily data of minimum air temperature in Lavras/MG in order to make forecast for the daily minimum temperature in the year 2011. The data of minimum air temperature used (2000 – 2010) were provided by the INMET. We conclude that the time series model fitted can be useful to describe the behavior of daily minimum temperature in Lavras/MG and it is expected that the minimum, maximum and average value of this variable should be 4.2°C (08/17), 22.7°C (02/24) and 15.7°C, respectively.

KEYWORDS: minimum temperature, time series model, forecast

INTRODUÇÃO: O conhecimento prévio da temperatura mínima do ar pode contribuir para a tomada de decisões nas atividades agropecuárias (GALVANI et al., 2000). Dentre as diversas metodologias de previsão do comportamento das variáveis climáticas destacam-se aquelas baseadas em observações registradas no passado. De acordo com MORETTIN & TOLOI (2006), os modelos são ajustados baseados em observações passadas na tentativa de se fazer previsões para o futuro tendo como base o histórico de comportamento de determinado fenômeno. Uma série temporal $\{Z_t, t = 1, 2, \dots, N\}$ pode ser considerada como um conjunto de observações ordenadas no tempo. Geralmente, é composta pela soma de três componentes: tendência (T_t), sazonalidade (S_t) e erro aleatório (a_t). A tendência pode ser entendida como um aumento ou diminuição gradual das observações ao longo de um período; a sazonalidade mostra flutuações ocorridas em períodos. A componente aleatória ou residual é o que sobra quando são eliminadas a tendência e a sazonalidade. A suposição usual é que seja uma série puramente aleatória ou ruído branco independente, com média zero e variância constante e, nesse caso, podem-se ajustar modelos de séries temporais a estas séries. Entre os

objetivos da análise de séries temporais, destaca-se a simples descrição do comportamento da série, a investigação do mecanismo gerador, a identificação de periodicidades embutidas nos dados e realização de previsões (MORETTIN & TOLOI, 2006). O objetivo deste trabalho foi ajustar um modelo de séries temporais para estimativa da temperatura mínima diária para o ano de 2011.

MATERIAL E MÉTODOS: Os dados diários de temperatura mínima do ar registradas no período de 2000 a 2010 foram oriundos da Estação Climatológica Principal de Lavras/MG (código 83687; latitude: 21° 14' S, longitude: 45° 00' e altitude: 918,841 m) pertencente a rede nacional de estações de superfície do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET localizada na Universidade Federal de Lavras – UFLA mediante convênio. Para o preenchimento de falhas foi utilizado o valor médio correspondente a temperatura mínima dos sete (7) dias anteriores ao dia com falha de observação. A série diária de temperatura mínima foi dividida em grupos com 7 observações consecutivas, calculando-se para cada grupo a média e a amplitude com a finalidade de verificar se a série necessitasse de transformação. A primeira etapa do processo de análise de série temporal consistiu na geração do gráfico e na análise das funções de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) da série objetivando verificar a presença de possíveis componentes. O teste de Cox-Stuart (MORETTIN & TOLOI, 2006) foi utilizado para verificar a presença de tendência na série. Para aplicação do teste as observações foram agrupadas em pares $(Z_1, Z_{1+c}), (Z_2, Z_{2+c}), \dots, (Z_{N-c}, Z_N)$ onde N é o número de observações da série e $c = \frac{N}{2}$, e $c = \frac{N+1}{2}$, se N for ímpar. A cada par (Z_i, Z_{i+c}) associa o sinal + se $Z_i < Z_{i+c}$ e o sinal – se $Z_i > Z_{i+c}$, eliminando os empates. Sendo “n” o número de pares onde $Z_i \neq Z_{i+c}$ e T_2 o número de pares com sinal +, a hipótese H_0 (não existe tendência) será rejeitada se $T_2 \geq n-t$, onde t é encontrado numa tabela da distribuição binomial, com parâmetros $p = 0,5$ e n , para um dado nível de significância α . Após a análise de tendência procedeu-se a análise de periodicidade pelo teste de Fisher (MORETTIN & TOLOI, 2006). De acordo com este teste se o valor de g calculado for maior que o valor de z , a hipótese H_0 (não existe periodicidade) será rejeitada, logo a série apresenta periodicidade. A estatística do teste pode ser descrita da seguinte forma:

$$g = \frac{\max I_j^{(N)}}{\sum_{j=1}^{N/2} I_j^{(N)}} \quad z = 1 - \left(\frac{\alpha}{n}\right)^{\frac{1}{n-1}} \quad n = \frac{N}{2}$$

em que, $\max I_j^{(N)}$ é o maior valor do periodograma, $\sum_{j=1}^{N/2} I_j^{(N)}$ é o somatório dos valores do periodograma, N o é tamanho da série e α é o nível de significância de 95%. Em seguida, procedeu-se ao ajuste de um modelo de série temporal objetivando realizar previsões para a temperatura mínima diária de Lavras/MG para o ano de 2011. Para o ajuste do modelo verificou-se as possíveis ordens do modelo com base na “fac” e “facp” da série estacionária. As correlações significativas da “fac” indicam a ordem de um modelo de médias móveis (MA) e as da “facp” indicam a ordem do modelo autoregressivo (AR). A etapa seguinte foi verificar se o modelo escolhido é um ruído branco empregando-se o teste de Box & Pierce (MORETTIN & TOLOI, 2006) por meio da avaliação da função de autocorrelação dos resíduos. Se o valor de $Q(k)$ for menor que o valor de $\chi^2_{(k-p-q)}$ para um determinado nível de significância então, a hipótese de ruído branco para os resíduos é aceita.

RESULTADOS E DISCUSSÃO: De acordo com a análise do gráfico apresentado na Figura 1 sugere-se que a amplitude não depende da média, indicando a não necessidade de transformação para a série original. Todas as linhas de tendência ajustadas apresentaram coeficiente de determinação inferior a 26% e os pontos apresentam um grau elevado de dispersão. Assim, optou-se por trabalhar com a série original, isto é, $Z_t = (\text{Temperatura mínima diária})_t$.

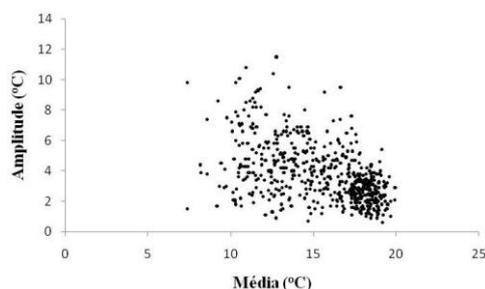


Figura 1. Relação “média versus amplitude” para os subgrupos dos dados diários de temperatura mínima no período de 2000 a 2010 em Lavras/MG.

A Figura 2 apresenta o gráfico da série, o periodograma e as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial. O periodograma apresenta o maior pico para o período de 365 dias.

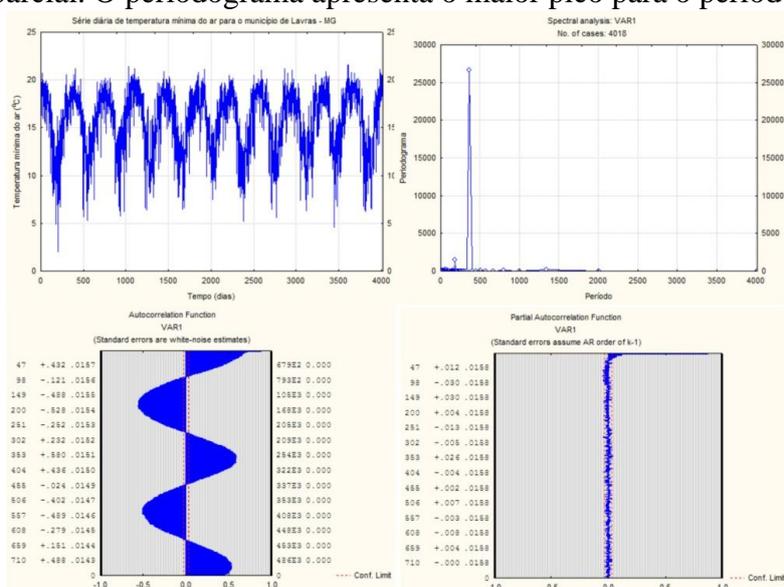


Figura 2. Gráfico, periodograma e funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série diária de temperatura mínima no período de 2000 a 2010 em Lavras/MG.

O gráfico da série não indica a presença de tendência. No entanto foi aplicado o teste do sinal (Cox-Stuart) para verificação da existência ou não desta componente. Conforme apresentado na Tabela 1, aceita-se $H_0 (T_2 \leq n - t)$, logo não existe tendência determinística.

Tabela 1. Valores dos parâmetros observados para aplicação do Teste de Cox-Stuart

Pares de observações (c)	2009
T_2 - Pares com $Z_i < Z_{i+c}$ (+)	1011
Pares com $Z_i > Z_{i+c}$ (-)	989
Pares com $Z_i \neq Z_{i+c}$ (n)	2000
Distribuição binomial - t (1/2;2000)	1,646
Nível de significância (α)	0,95

A função de autocorrelação da série indicou a presença da componente sazonal. No entanto, aplicou-se o Teste de Fisher para confirmação da existência de periodicidade na série, conforme apresentado na Tabela 2. Rejeitou-se a hipótese $H_0 (g > z)$, logo existe periodicidade de 365 dias na série.

Tabela 2. Valores dos parâmetros observados para aplicação do Teste de Fisher

Máximo periodograma	26687,38
Período	365,273 \approx 365 dias
Σ Periodograma	42364,57
Estatística (g)	0,63
N	2009
Nível de significância (α)	95%
Z	0,0053

A Figura 3 apresenta o gráfico e as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série $(1 - B^{365})Z_t$. A análise do correlograma revela a presença de correlações altas em algumas “lags”. Além disso, as demais autocorrelações são não significativas, indicando um comportamento estacionário na série com uma diferença sazonal.

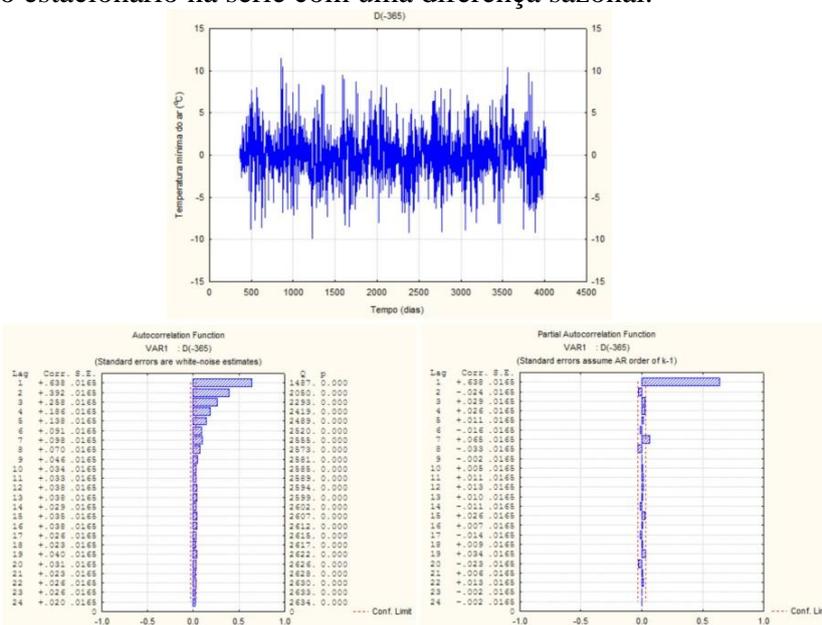


Figura 3. Gráfico e funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série $(1 - B^{365}) Z_t$

Pelo que foi mencionado anteriormente e de acordo com o comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série, sugere-se, como modelo preliminar, um ARMA (2,1) ajustado a série $(1 - B^{365}) Z_t$:

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2)(1 - B^{365})Z_t = (1 - \theta_1 B^1)a_t$$

em que a_t é o resíduo que é independente e identicamente distribuído, portanto, um ruído branco, conforme Figura 4. Foi aplicado o teste de Box & Pierce, obtendo um $Q(24) = 31,58$ e $\chi^2_{(21;0,05)} = 32,67$. Como $Q(24) < \chi^2_{(21;0,05)}$ comprovou que a_t é um ruído branco.

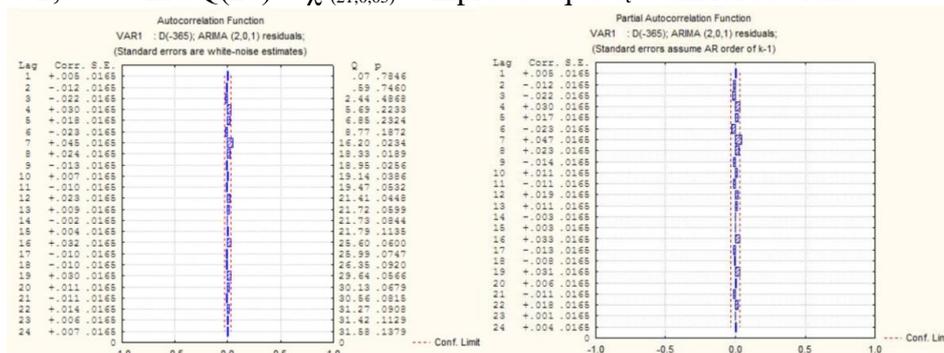


Figura 4. Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos do modelo ARMA (2,1) ajustado a série $(1 - B^{365}) Z_t$

Os valores dos parâmetros deste modelo com seus respectivos desvios-padrão estão apresentados na Tabela 3. Os valores da variância do resíduo (MS) e da soma do quadrado (SS) dos resíduos inicial e final do modelo estão apresentado na Tabela 4.

Tabela 3. Parâmetros do modelo com seus respectivos desvios-padrão

Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão
ϕ_1	-0,31590	0,01919
ϕ_2	0,59834	0,01701
θ_1	-0,96910	0,01195

Tabela 4. Valores de MS, SS inicial e final para o modelo ajustado

MS	4,241
SS inicial	26220,0
SS final	15479,0 (59,04%)

Com o objetivo de fazer previsões (t é substituído por t+h) para o ano de 2011 (Figura 5) e o modelo ARMA (2,1) ajustado a série $(1 - B^{365}) Z_t$ desenvolvido foi:

$$Z_t = Z_{t-365} + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} - \phi_1 Z_{t-366} - \phi_2 Z_{t-367} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

sendo os valores para de a_t gerados pelo software R, considerando $a_t \approx N(0,1)$.

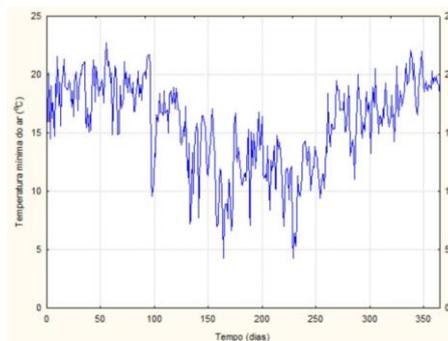


Figura 5. Previsão diária de temperatura mínima do ar no município de Lavras/MG para o ano de 2011 utilizando o modelo ARMA (2,1) ajustado a série $(1 - B^{365}) Z_t$.

CONCLUSÕES: Os valores mínimo, máximo e médio de temperatura mínima do ar prevista para Lavras/MG no ano de 2011, de acordo com o modelo de séries temporais ajustado, é 4,2°C (para o dia 17/08), 22,7°C (para o dia 24/02) e 15,7°C, respectivamente.

AGRADECIMENTO: À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais – FAPEMIG pelo apoio financeiro concedido. Processo CAG APQ 02109/10.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

GALVANI, E.; KLOSOWSKI, E.S.; ESCOBEDO, J.F.; CUNHA, A.R. da. Modelo de estimativa de temperatura mínima do ar para a região de Maringá-PR. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v.8, n.1, p.105-110, 2000.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais**. 2 ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 538 p.