



Modelagem estocástica: previsão das temperaturas para a localidade de Pelotas/RS/Brasil¹

Stochastic modeling: temperature forecast for the city of Pelotas/RS/Brazil

Claudia Fernanda Almeida Teixeira-Gandra^{*2}, Rita de Cássia Fraga Damé², Marcia Aparecida Simonete³, Luiz Carlos Salgueiro Bacelar⁴, Pamela Bilhafan Disconzi⁵, Jacira Porto dos Santos⁵

Resumo - O conhecimento da temperatura do ponto de vista agrônomo é importante para o crescimento e desenvolvimento das plantas, assim como para a produção agrícola. No entanto, nem sempre tem-se a disponibilidade de séries temporais, de forma que caracterize o comportamento da variável de interesse ao longo do tempo. Nesse sentido, objetivou-se modelar as séries de temperaturas médias mínima, máxima e média anual da estação agroclimatológica localizada em Pelotas, RS, Brasil, no período de 1931 a 2011, utilizando os modelos autorregressivos e, a partir da adequação do modelo selecionado, realizar a predição da variável. Para tanto foram utilizados os testes de Cox-Stuart, Wald-Wolfowitz, Spearman e Mann-Kendall, para comprovar ou não, a existência de tendência das séries de temperatura ao longo do tempo. Para a modelagem foram utilizados os modelos Autorregressivos Integrados Média Móvel e, para a seleção do modelo mais adequado, o teste de Porteau Monteau. O teste não-paramétrico de Spearman foi considerado o mais robusto para a detecção de tendência nas séries temporais, o que permitiu observar um acréscimo de 1,12°C nas temperaturas médias mínimas anuais da localidade em estudo. As temperaturas médias mínimas anuais de Pelotas, RS, podem ser previstas pelos modelos autorregressivos – AR (1), cuja inclusão de outro parâmetro regressivo não apresentou ganho de informação na previsão das mesmas.

Palavras-chave - Séries temporais. Processo estocástico. Modelos autorregressivos

Abstract - The knowledge of temperature from the agronomic viewpoint is important for the growth and development of plants as well as for agricultural production. However, the availability time series is not always available in a way that would allow characterizing the behavior of the interest variable over time. In this sense, the aim of modeling the series of average minimum, maximum temperature and average annual agricultural weather season located in Pelotas, Brazil, in the period 1931-2011, using the autoregressive models and from the adequacy of the selected model, perform the prediction variable. For both tests Cox- Stuart, Wald-Wolfowitz Spearman and Mann-Kendall were used to prove or disprove the existence of the series of temperature trend over time. The Autoregressive Integrated Moving Average was used as a modeling method and the Porteau Monteau test was used in order to select the fittest model. The non-parametric Spearman test was considered the most robust for the detection of trend in time series, which allowed us to observe an increase of 1.12°C in the annual minimum of the study site, average temperatures. The annual minimum of Pelotas average temperatures can be predicted by autoregressive models - AR (1), the inclusion of other regressive parameter showed no information gain in forecast of annual average minimum temperatures.

Key words - Time series. Stochastic. Autoregressive models.

*Autor para correspondência

Enviado para publicação em 19/08/2013 e aprovado em 26/03/2014

¹Trabalho apresentado no X Congresso Latinoamericano y del Caribe de Ingeniería Agrícola e XLI Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola - CLIA/CONBEA, 2012, Londrina/PR

²Professor do Centro de Engenharias, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas - RS, cfeixeira@ig.com.br, ritah2o@hotmail.com

³Pós-Doutoranda do Centro Agroveterinário, Universidade do Estado de Santa Catarina, Lages – SC, maapasi@ig.com.br

⁴Pesquisador do Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais, Cachoeira Paulista – SP, luiz.bacelar@cemaden.gov.br

⁵Alunos de Pós-Graduação em Manejo e Conservação do Solo e da Água, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas - RS, pamelabilhafan@yahoo.com.br, portojacira@gmail.com

Introdução

Ao investigar a ocorrência do aquecimento global são necessárias longas séries temporais de temperaturas, sejam elas médias máximas, mínimas e/ou médias anuais das localidades em estudo. No entanto, o primeiro passo é verificar se, em uma mesma região, ocorrem tendências concomitantes de elevação nos dados de temperatura em diversas localidades, que possivelmente estejam associadas aos fenômenos de escala global. Nesse sentido, Blain *et al.* (2009) buscaram detectar tendências de elevação nas séries anuais de temperatura mínima, em seis localidades do Estado de São Paulo. Os autores concluíram a partir do teste de Mann-Kendall que das seis séries de temperatura mínima anual, em apenas três (Campinas, Cordeirópolis/Limeira e Ribeirão Preto) houve tendência significativa de elevação, ocorrida de forma temporalmente distinta entre essas localidades. Nas demais localidades, não houve detecção de elevação significativa nos valores de temperatura mínima média anual.

Kuinchner (2006) estudou a variação da temperatura média anual, mínima média anual e da máxima média anual, para o período de 1938-2004, no planalto Meridional-Riograndense, mediante a análise de séries temporais de cinco estações meteorológicas. A análise das séries temporais, aplicando a metodologia de regressão linear dos mínimos quadrados possibilitou a determinação de tendências. Foram identificadas tendências de aumento na temperatura mínima média anual de $0,02^{\circ}\text{C ano}^{-1}$, um decréscimo na média de $-0,02^{\circ}\text{C ano}^{-1}$, enquanto que a temperatura máxima não apresentou nenhuma tendência.

Blain (2010) analisou as tendências e/ou variações climáticas em oito séries de temperatura máxima média anual do Estado de São Paulo, mediante o uso de testes paramétricos e não paramétricos. Foram detectadas, nas localidades de Pindorama e Ubatuba, consideráveis elevações nos dados de temperatura máxima nos anos mais recentes. Em quatro delas (Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul e Ribeirão Preto) não foram verificadas alterações temporais significativas, enquanto nas localidades de Campinas e Piracicaba, foram observados marcantes deslocamentos à direita (elevação) das funções densidade de probabilidade associadas aos valores desse elemento meteorológico.

A análise de séries temporais aplicada a dados climatológicos tem atraído um especial interesse nos últimos anos, pois o clima interfere diretamente em muitas atividades econômicas, determinando o sucesso ou fracasso de vários empreendimentos, sobretudo os ligados a produção agrícola. As séries temporais possibilitam estudar a existência de mudanças ao longo do tempo, em uma determinada variável, sendo um importante

instrumento para, por meio do comportamento passado, ajustar um modelo matemático para tendências e previsões futuras (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2010). Neste sentido a pesquisa justifica-se visto que, as mudanças climáticas, em especial o acréscimo da temperatura do ar têm sido alvo de especulações e, portanto, é necessário comprovar ou não as referidas alterações (FEARNSIDE, 2009).

É possível, portanto, construir modelos de previsão que necessitam basicamente de um vetor de valores observados ao longo do tempo. Entre os modelos tradicionais de previsão existentes se destacam os modelos da classe ARIMA, modelos Box e Jenkins e os algoritmos de alisamento exponencial, os quais sempre foram largamente utilizados pelas ciências econômicas (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Um processo estocástico que tem recebido grande atenção é o chamado autorregressivo, cujos modelos da classe ARIMA, que buscam representar o comportamento da série são: (a) autorregressivo integrado e de média móvel - ARIMA (p, q, d), utilizado em séries com características de não-estacionariedade (d), que possui dois parâmetros, regressivo (p) e média móvel (q); o autorregressivo média móvel - ARMA (p, q) com os mesmos parâmetros citados, mas utilizado para séries estacionárias; e o processo autorregressivo - AR (p) (BOX; JENKINS, 1976; LUCAS *et al.*, 2009; CALGARO *et al.*, 2009; LÚCIO *et al.*, 2010). A seleção dos parâmetros “p” e “q” é obtida a partir das funções de autocorrelação - que medem o grau de dependência entre os valores das séries temporais em diferentes períodos, ou seja, o quanto um valor observado no tempo t é influenciado pelo valor observado no tempo t - k, representando a memória do processo estocástico - e autocorrelação parcial - que pode ser definida como o último termo autorregressivo de um modelo AR (p). Assim, $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_{p-1}, \phi_p$ são as “p” autocorrelações parciais de qualquer processo AR (p) (LUCAS *et al.*, 2009; LOHANI *et al.*, 2012).

Souza *et al.* (2009) utilizaram os modelos Box e Jenkins para a previsão das séries de precipitação e temperatura para a região central do Rio Grande do Sul. Os autores concluíram que esta técnica de modelagem foi capaz de preservar as características estatísticas da série de temperatura observada e, portanto, pode ser utilizada para a previsão da mesma.

Diante do exposto objetivou-se modelar as séries de valores das temperaturas médias mínima, máxima e média anual da localidade de Pelotas, no período de 1931 a 2011, utilizando modelos autorregressivos e, a partir da adequação do modelo selecionado, realizar a predição da variável.

Material e métodos

Os dados de temperatura diária de 1931 a 2011 ($N = 81$ anos) foram obtidos no posto agrometeorológico da Universidade Federal de Pelotas (UFPeI/EMBRAPA/INMET), situado nas coordenadas geográficas $23^{\circ}02'00''$ S e $45^{\circ}30'00''$ W, na altitude de 13 m. A partir destes, foram constituídas séries de temperatura médias mínima, máxima e média anual, utilizando o software PROCEDA – Processamento de Dados Agroclimatológicos – (DAMÉ *et al.*, 2010). Para o ajuste dos parâmetros dos modelos ARIMA foi utilizado o período de 1931 a 2000, enquanto que os dados de 2001 a 2011 foram utilizados na validação do modelo selecionado (CHECHI, SANCHES, 2013).

Com o objetivo de realizar uma análise preliminar do comportamento das variáveis ao longo do tempo, compararam-se os valores destas com as suas respectivas médias aritméticas e móveis ($q = 5$), de forma a verificar a existência de tendência, variabilidade e observações atípicas (outliers). Além da técnica descritiva (análise gráfica), foram utilizadas as abordagens não-paramétricas (Testes Estatísticos) e probabilísticas (Função de Autocorrelação).

Considerando a abordagem não-paramétrica foram utilizados os testes de Cox-Stuart, Wald-Wolfowitz, correlação de Spearman e Mann-Kendall (SOUZA *et al.*, 2009; CASTRO, MELLO, 2011), para comprovar ou não hipótese de nulidade (H_0), ou seja, a variável não apresenta tendência ao longo do tempo.

O teste de Cox-Stuart também conhecido por teste dos sinais tem como característica a busca de diferenças entre os pares formados por duas subamostras de mesmo tamanho, extraídas da amostra original. Para uma amostra sem tendências, é de se esperar que o número total de sinais negativos e positivos seja considerado estatisticamente semelhante, sob um nível de significância α . Nesse contexto, formulam-se as hipóteses do teste: H_0 - O número de sinais negativos e positivos é igual (não há tendências); H_1 - O número de sinais negativos e positivos é diferente (há tendências). Para subamostras com um número de elementos $n \geq 35$, a estatística do teste Cox-Stuart é aproximada a uma distribuição Normal, com variável padrão calculada por:

$$z = \frac{2x \pm 1 - n}{\sqrt{n}} \quad (1)$$

em que x é o menor valor selecionado entre os números totais de elementos positivos ou negativos; n é o número de elementos da amostra.

Na comparação da variável calculada na Equação com valores tabelados da distribuição normal padrão, para um dado nível de significância α , conclui-se sobre a hipótese nula, ou seja, quando $z <$ valor tabelado, aceita-se H_0 , não há evidência de tendência.

O fundamento do teste de Wald-Wolfowitz (T_1) (BLAIN, LULU, 2011), baseia-se no cálculo do número de observações acima (n_1) e abaixo (n_2) da mediana (m). Quando estes valores forem maiores do que 20, considera-se uma aproximação normal, isto é, $T_1 \sim N(\mu, \sigma^2)$. As equações abaixo permitem a estimativa da estatística do teste.

$$\mu = \frac{2n_1n_2}{N} + 1 \quad (2)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - N)}{N^2(N - 1)}} \quad (3)$$

Assim, formulam-se as hipóteses do teste: H_0 - O número de sequências é pequeno (não há tendências); H_1 - O número de sequências é grande (há tendências). Para um dado α , aceita-se H_0 se $T_1 > \omega_\alpha$, em ω_α é o α - quantil da distribuição de T_1 , que obtém-se a partir da tabela da distribuição normal.

Também de conotação não paramétrica, o teste de Spearman se diferencia dos anteriores por considerar toda a amostra, ou seja, não necessita de subdivisões. É considerado robusto e extremamente eficiente e aplicado na verificação da estacionariedade de séries hidrológicas (ÁVILA *et al.*, 2010; DETZEL *et al.*, 2011). As hipóteses a serem testadas são: H_0 - A série é homogênea (não há tendências); H_1 - A série não é homogênea (há tendências). Para a aplicação do teste é necessário atribuir índices à série original e a seguir, ordena-se a mesma, e novos índices são atribuídos. A diferença entre o índice que um elemento adquire na série original e o que este mesmo elemento assume na série ordenada, denotada por d_i , determina a variável chave do teste. O coeficiente de correlação de Spearman (r_3) é calculado através da expressão (LÚCIO *et al.*, 2010):

$$r_3 = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^2 - n} \quad (4)$$

em que n é o número de elementos da amostra.

Para grandes amostras, a verificação da hipótese nula é feita sobre a distribuição t , calculada através da Equação (5).

$$t = n \sqrt{\frac{n-2}{1-r_3^2}} \quad (5)$$

A comparação do valor calculado anteriormente com o valor tabelado, sob um nível de significância α , permite a conclusão sobre a hipótese nula, ou seja, se $r_3 > t$ aceita-se H_0 , concluindo-se que não existe evidência de tendência na série.

O teste de Mann-Kendall também adota a série completa. Para a aplicação do teste, parte-se do pressuposto que, ao sortear de forma aleatória qualquer elemento da série, assume-se estatisticamente que este elemento provém de uma única população. Assim, a hipótese de nulidade H_0 considera que todos os elementos amostrais são sorteados de modo independente de uma mesma população, enquanto que a hipótese alternativa H_1 apregoa que todos os elementos amostrais não são sorteados de modo independente de uma mesma população. As equações utilizadas para a aplicação do teste são:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (6)$$

em que x_j e x_i são a sequência de registros no tempo j e i ($i < j$); sign é definido da seguinte forma:

$$\text{sign}(\cdot) = \begin{cases} +1 & \text{se } (x_j > x_i) \\ 0 & \text{se } (x_j = x_i) \\ -1 & \text{se } (x_j < x_i) \end{cases} \quad (7)$$

Se a variável aleatória x é independente, identicamente distribuída e sem dados repetidos, o estatístico S se distribui, aproximadamente, segundo uma distribuição Normal, cuja média $E(\cdot)$ e variância $VAR(\cdot)$ são:

$$VAR(S) = 0 \quad (8)$$

$$VAR(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (9)$$

O teste padronizado do estatístico Z pode ser calculado pela seguinte expressão:

$$Z_{mk} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (10)$$

Os testes aplicados são bilaterais, o que significa que rejeita-se a hipótese nula se a estatística de cada teste for suficientemente grande ou suficientemente pequena. Desta forma, as distribuições possuem duas regiões críticas, à esquerda e à direita da hipótese nula. O nível de significância adotado para os testes foi de 5%.

Uma vez identificada a estacionariedade das séries foi aplicada a metodologia de Box e Jenkins (1976) – abordagem probabilística, para estabelecer um modelo da classe ARIMA, cujas etapas foram: (i) identificação do modelo; (ii) estimação dos parâmetros e (iii) diagnóstico do modelo ajustado.

Para identificar o modelo, ou seja, a ordem dos termos p (parâmetro regressivo), q (parâmetro média móvel) e d (parâmetro diferenciação), foi utilizada a correlação serial (autocorrelação; r_k), representada na Equação (11), bem como a função de autocorrelação parcial (SOUZA *et al.*, 2009).

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad (11)$$

em que x_t e x_{t+k} são os valores das variáveis no tempo t e $t+k$; \bar{x} a média amostral dos valores das variáveis; r_k o coeficiente de autocorrelação de ordem k , sendo $k = 1, 2, 3, \dots$, e $-1 < r_k < 1$.

As estimativas da função de autocorrelação parcial foram obtidas estimando-se sucessivamente modelos autorregressivos de ordens $p = 1, 2, 3, \dots$ por mínimos quadrados e tomando as estimativas dos parâmetros de maior defasagem (MORETTIN, TOLOI, 2006).

Nas Equações (12), (13) e (14) são apresentadas as previsões para o modelo ARIMA (p, q, d).

$$AR(p) : Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$MA(q) : Y_t = \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Para o diagnóstico do modelo ajustado foi utilizado o teste de “Porteau Monteau” (Q) representado na Equação (14).

$$Q = n \sum_{i=1}^k r_i^2(\hat{a}_i) \quad (14)$$

em que n é o número de dados da série utilizada; $r_i(\hat{a}_i)$ o coeficiente de autocorrelação do resíduo.

O modelo é considerado adequado para representar os dados quando o valor de Q é menor do que o valor tabelado de χ^2_{α} (k-p-q), sendo k o número de ordenadas do correlograma dos resíduos, p e q, o número de termos autorregressivos e média móvel, respectivamente.

A seleção entre os modelos ajustados que apresentaram o valor da estatística $Q < \chi^2_{\alpha}$ (k-p-q) foi realizada mediante os índices estatísticos Erro Relativo Quadrático Médio (RMSE), Fator de Viés (FV), Erro Absoluto Médio (EAM) e Razão entre os Desvios Padrão (R) de acordo com Duchêne *et al.* (2010) e Barros *et al.* (2013). São considerado adequados os índices de qualidade RMSE, FV e EAM, quando os valores encontrados são iguais ou próximos a zero, enquanto que para o índice R, o valor deve-se aproximar de 1.

A partir da seleção do modelo que melhor se ajustou a série de dados, foram simulados 81 valores da variável, sendo 2012 o ano inicial e 2094 o final.

Resultados e discussão

Nas Figuras 1a, 1b, 1c e 1d estão apresentados o comportamento dos valores médios das temperaturas médias mínima, máxima e média ao longo do tempo, bem como as suas respectivas médias aritméticas e móveis. Considerando o período de 81 anos (1931 – 2011), os valores da média aritmética das temperaturas médias mínima, máxima e média anual foram 13,62, 23,01 e 18,04°C, respectivamente.

Observa-se na Figura 1a que ocorre uma tendência de crescimento a partir do ano de 1969, evidenciado pelo cruzamento da linha de ajuste linear ($T_{\min} = 0,014 \cdot \text{Ano} - 15,48$) dos valores de média móvel ($q = 5$), com a média aritmética, superestimando os valores da variável até o ano de 1969 e, a partir deste período, uma subestimativa. A partir da observação da média móvel verifica-se ainda que, no período de 1931 a 1950, tem-se um valor médio mínimo de temperatura de 13,52°C e de 1951 a 2011, um valor de 13,66°C, caracterizando, portanto, dois períodos distintos. No período estudado aplicando-se a equação de ajuste linear houve um aumento de 1,12°C nos valores das médias das temperaturas mínimas anuais.

Steinmetz *et al.* (2005), com o objetivo de avaliar a temperatura mínima do ar, para a mesma localidade, calcularam os desvios, a média e estabeleceram equações lineares de regressão das médias móveis (N = 49 anos; 1955 a 2004) da variável. Os autores concluíram que houve uma variação acentuada dos desvios da média anual de temperaturas mínimas com aumento de 1,01°C. Na região sudeste, Blain *et al.* (2009) encontraram acréscimos

de 2,01°C e 1,01°C para as localidades de Campinas e Piracicaba, respectivamente, no período de 1917 a 2006. Os autores consideraram que apesar da proximidade geográfica de ambas as localidades, o maior valor de acréscimo da temperatura mínima em Campinas, deve-se a fatores locais, como por exemplo, a ilha de calor urbano, e não a fatores relacionados ao aquecimento global.

A análise da Figura 1b mostra que as médias das temperaturas máximas não apresentam a componente de tendência quando é considerada a série completa (1931 a 2011), no entanto, analisando-se a Figura 1c, verifica-se alteração da mesma no período de 1963 a 2011 ($T_{\max} = 0,012 \cdot \text{Ano} - 0,97$), representando um acréscimo de 0,60°C.

Kuinchtner (2006) analisando as temperaturas máximas médias anuais do planalto meridional-riograndense no período de 1938 a 2004 não encontraram alteração de tendência nos valores da série, no entanto, esta foi detectada quando a mesma foi subdividida em dois períodos, 1944-1976 e 1977-2004. No primeiro período a temperatura máxima diminuiu 2,20°C, atingindo um valor mínimo no ano de 1975 (24,10°C) e, no segundo, uma variação de 23,90°C em 1983, e 25,90°C, nos anos de 1991 e 1995.

Quanto às temperaturas médias anuais (Figura 1d) observa-se ao longo de toda a série um decréscimo de 0,02°C. Em contrapartida, Livi (2002) analisando valores de temperatura média anual, no período de 1910 a 2000 na localidade de Porto Alegre, não encontrou alteração de tendência na série analisada.

Na Tabela 1 estão apresentados os resultados dos testes não paramétricos, Cox-Stuart, Wald-Wolfowitz, Correlação de Spearman e Mann-Kendall, para as três variáveis analisadas. Observa-se que para a temperatura média mínima anual, os testes Wald-Wolfowitz e Spearman rejeitaram a hipótese de nulidade, ou seja, mostraram que existe evidência de tendência na série. Ao comparar as estatísticas dos testes com a tendência mostrada graficamente (Figura 1a), verifica-se a concordância dos resultados na existência do aumento linear da temperatura mínima média anual. Souza *et al.* (2009) com o objetivo de propor um modelo de previsão estatística para séries temporais de temperatura e precipitação, na região central do RS, utilizaram os testes de Cox-Stuart e de Mann-Kendall. Os autores constataram que foi detectada tendência significativa ($\alpha = 5\%$), para as temperaturas médias mensais, pelos referidos testes.

Na análise das estatísticas dos testes aplicados às temperaturas médias máxima anual e média anual, verifica-se que não houve alteração de tendência na aplicação dos testes de Spearman e Mann-Kendall (Tabela 1; Figuras 1b e 1d).

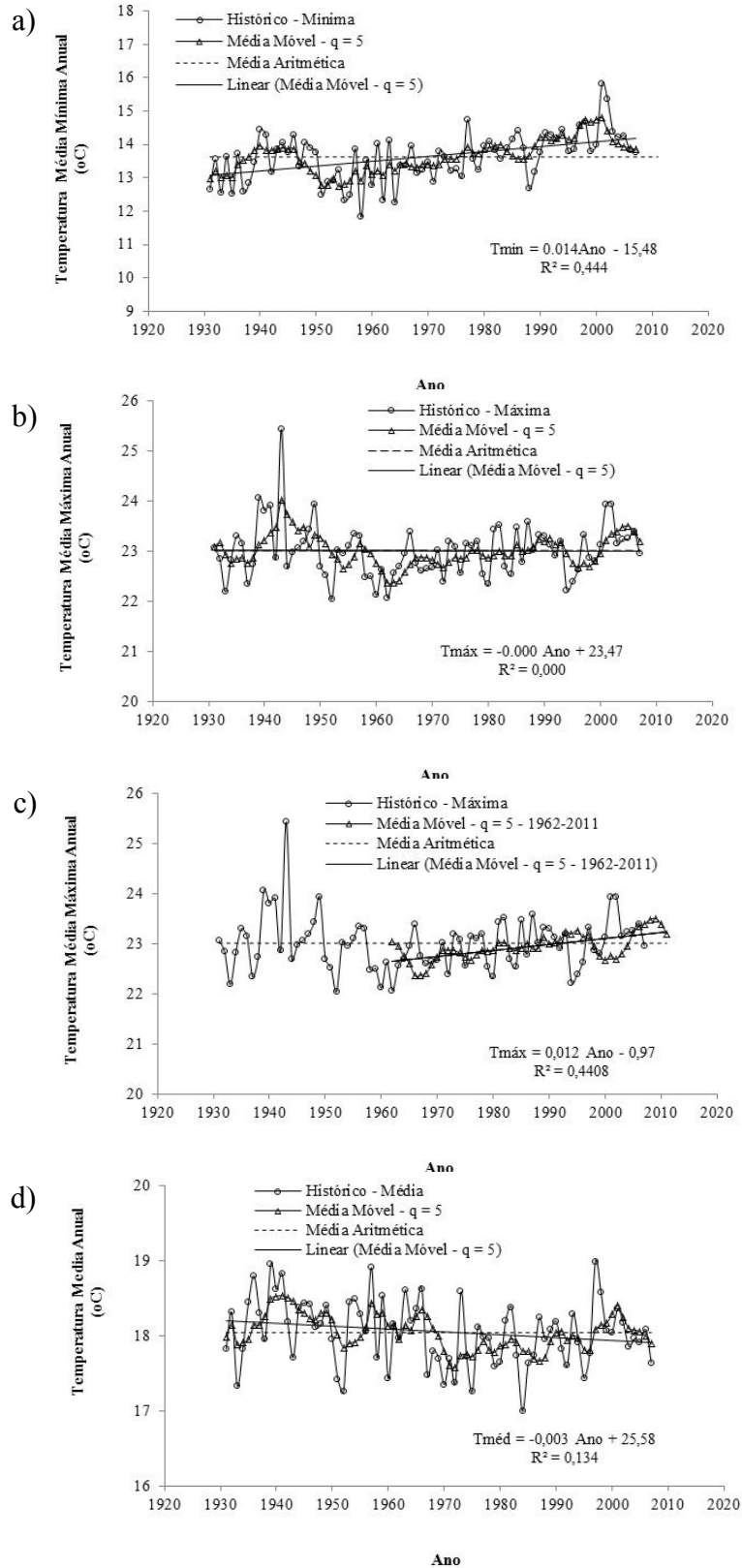


Figura 1 - Valores das temperaturas médias mínimas (a), máximas (b), máximas no período de 1962-2011 (c), e médias anuais (d), médias aritmética e móvel, para a localidade de Pelotas, RS, Brasil, no período de 1931 a 2011

Tabela 1 - Resultados dos testes não-paramétrico

Variáveis	Teste estatístico	Estatística do teste	Estatística tabelada	Conclusão
Temperatura Média Mínima anual (°C)	Cox Stuart	11	13,80	Aceita H0
	Wald Wolfowitz	27		Rejeita H0
	Spearman	4,62	1,99	Rejeita H0
	Mann Kendall	0,01	1,96	Aceita H0
Temperatura Média Máxima Anual (°C)	Cox Stuart	23	13,80	Rejeita H0
	Wald Wolfowitz	37		Rejeita H0
	Spearman	0,69	1,99	Aceita H0
	Mann Kendall	0,01	1,96	Aceita H0
Temperatura Média Mínima anual (°C)	Cox Stuart	11	13,80	Aceita H0
	Wald Wolfowitz	27		Rejeita H0
	Spearman	4,62	1,99	Rejeita H0
	Mann Kendall	0,01	1,96	Aceita H0

H0: Não há tendência

Considerando-se os quatro testes não-paramétricos, o teste de Spearman foi o que apresentou melhor desempenho para as três variáveis analisadas, comparativamente à análise gráfica (Figuras 1a, 1b e 1d). Detzel *et al.* (2011) comentam que o teste de Spearman é considerado rigoroso, extremamente eficiente e que já foi aplicado em estudos anteriores justamente na verificação da estacionariedade de séries hidrológicas. Os autores selecionaram o referido teste como o mais consistente em relação aos testes t-student, Wilcoxon e Cox-Stuart.

Nas Figuras 2a, 2b e 2c são apresentadas as Funções de Autocorrelação, que mostram que a série temporal das temperaturas médias máxima e média são consideradas ruído branco, ou seja, cada valor da série tem média zero, variância constante e não apresenta correlação serial, visto que todos os coeficientes de autocorrelação estão dentro do intervalo de confiança (LUCAS *et al.*, 2009).

Ao contrário, a série das temperaturas médias mínimas anuais apresentou autocorrelação significativa nos retardos 1 ($r_1 = 0,320$) e 2 ($r_2 = 0,414$), resultado este corroborado pela Função de Autocorrelação Parcial ($r_{11} = 0,320$; $r_{22} = 0,347$) (Figura 3). Lohani *et al.* (2012) utilizaram as Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial para selecionar os fatores regressivos e de média móvel de vazões afluentes a um reservatório localizado na Índia. Os autores encontraram uma forte correlação entre as vazões mensais, cujos valores dos coeficientes de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial foram $r_1 = 0,85$ e $r_2 = 0,25$; e $r_{11} = -0,25$ e $r_{22} = -0,70$, respectivamente.

A partir da análise das Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial foram escolhidos os termos autorregressivos ($p = 1$ e $p = 2$) e média móvel ($q = 1$). Assim, foram ajustados os parâmetros dos modelos AR (p),

e ARMA (p, q) à série de valores médios da temperatura mínima anual (Tabela 2).

Nas Figuras 4a, 4b e 4c são apresentadas as séries temporais da temperatura média mínima anual observada e ajustada pelos modelos AR (1), AR (2) e ARMA (1, 1). A análise visual do ajuste dos modelos AR (1) e AR (2) aos dados observados, mostra a similaridade aos valores ajustados.

Quanto ao ajuste ao modelo ARMA (1, 1) observa-se um maior distanciamento entre as séries. A análise visual é comprovada pela análise de resíduos, visto que os resultados do teste Porteau Monteau ($Q_{AR(1)} = 29,84$; $Q_{AR(2)} = 18,13$) mostraram que os modelos AR (1) e AR (2) são adequados para simular as séries de temperatura mínima média anual ($Q_{AR(1)} < \chi^2 = 30,14$; $Q_{AR(2)} < \chi^2 = 28,87$), o que não ocorreu com o modelo ARMA (1,1), ($Q_{ARMA(1,1)} = 18,09 > \chi^2 = 28,87$).

Na Tabela 3 são apresentados os valores dos índices estatísticos RMSE, FV, EAM e R, que medem a qualidade do ajuste, para cada um dos modelos ajustados. Observa-se que o ajuste dos modelos AR (1) e AR (2) aos dados observados, mostram comportamento similar, evidenciando melhor desempenho em relação aos valores considerados padrões de cada índice (RMSE = FV = EAM = 0 e R = 1). No entanto, o modelo ARMA (1, 1) foi o que apresentou a maior discrepância entre os valores obtidos pelos índices, indicando que o parâmetro média móvel, não representou ganho de informação no ajuste dos dados aos parâmetros do modelo (BAYER *et al.*, 2012). Apesar da similaridade dos índices para os modelos da classe dos AR's, foi selecionado o modelo com fator autorregressivo 1, AR (1), para a previsão dos valores das temperaturas médias mínimas (Figura 5), fundamentado no princípio da parcimônia (OLIVEIRA *et al.*, 2013).

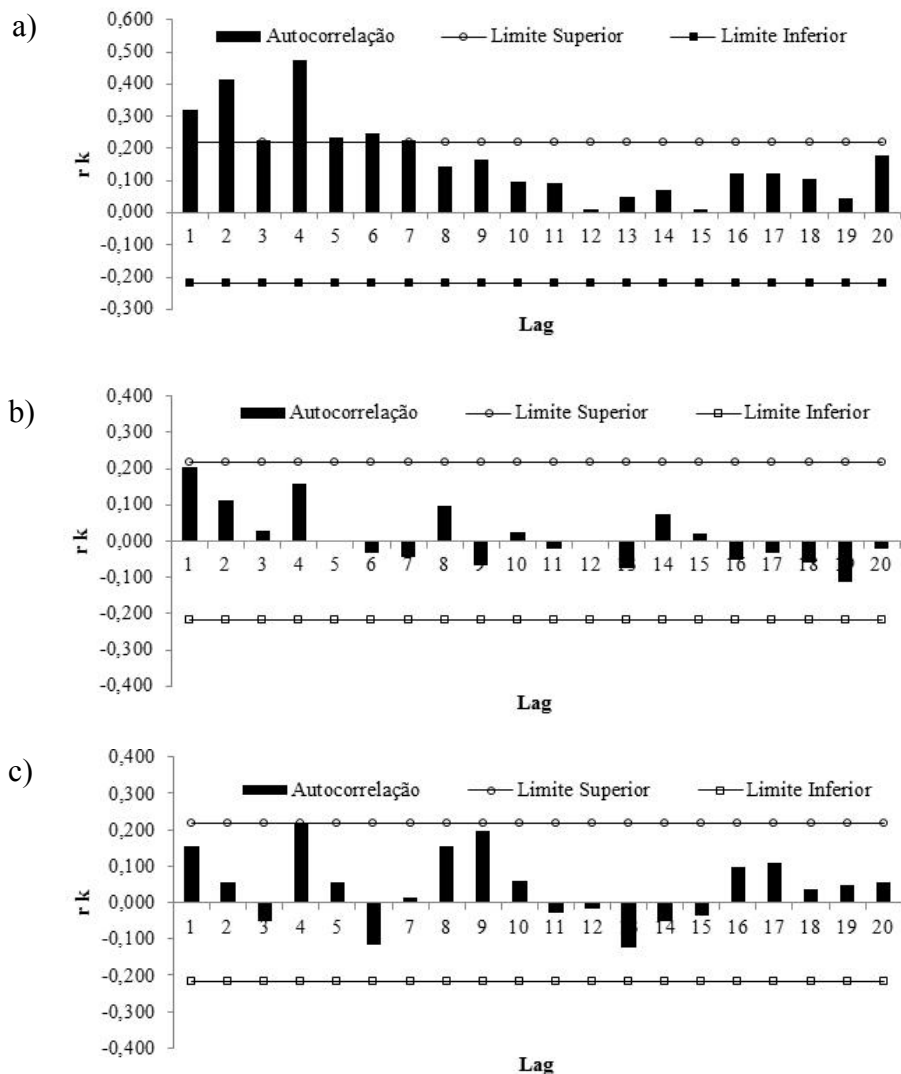


Figura 2 - Função de Autocorrelação das séries temporais de temperaturas (a) média mínima anual, média máxima anual (b) e média anual (c)

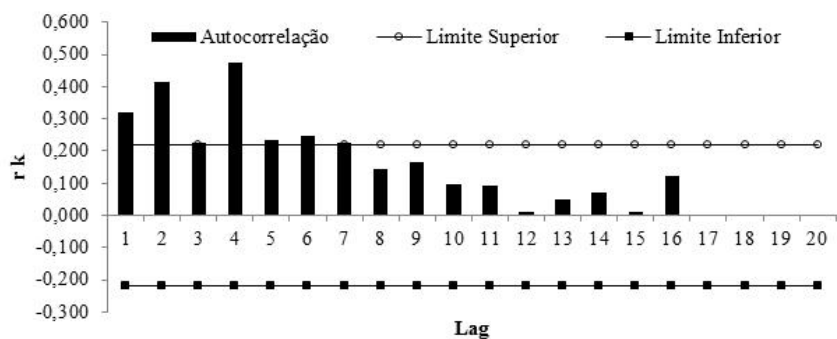


Figura 3 - Função de Autocorrelação Parcial da série de temperatura média mínima anual

Tabela 2 - Parâmetros dos modelos AR (p) e ARMA (p, q)

Modelo	Parâmetros			
AR (1)	$\mu = 13,62$	$\phi_1 = 0,320$	-	$\sigma_a^2 = 0,454$
AR (2)	$\mu = 13,62$	$\phi_1 = 0,209$	$\phi_2 = 0,347$	$\sigma_a^2 = 0,399$
ARMA (1, 1)	$\mu = 13,62$	$\phi_1 = 1,301$	$\theta = 0,950$	$\sigma_a^2 = 0,615$

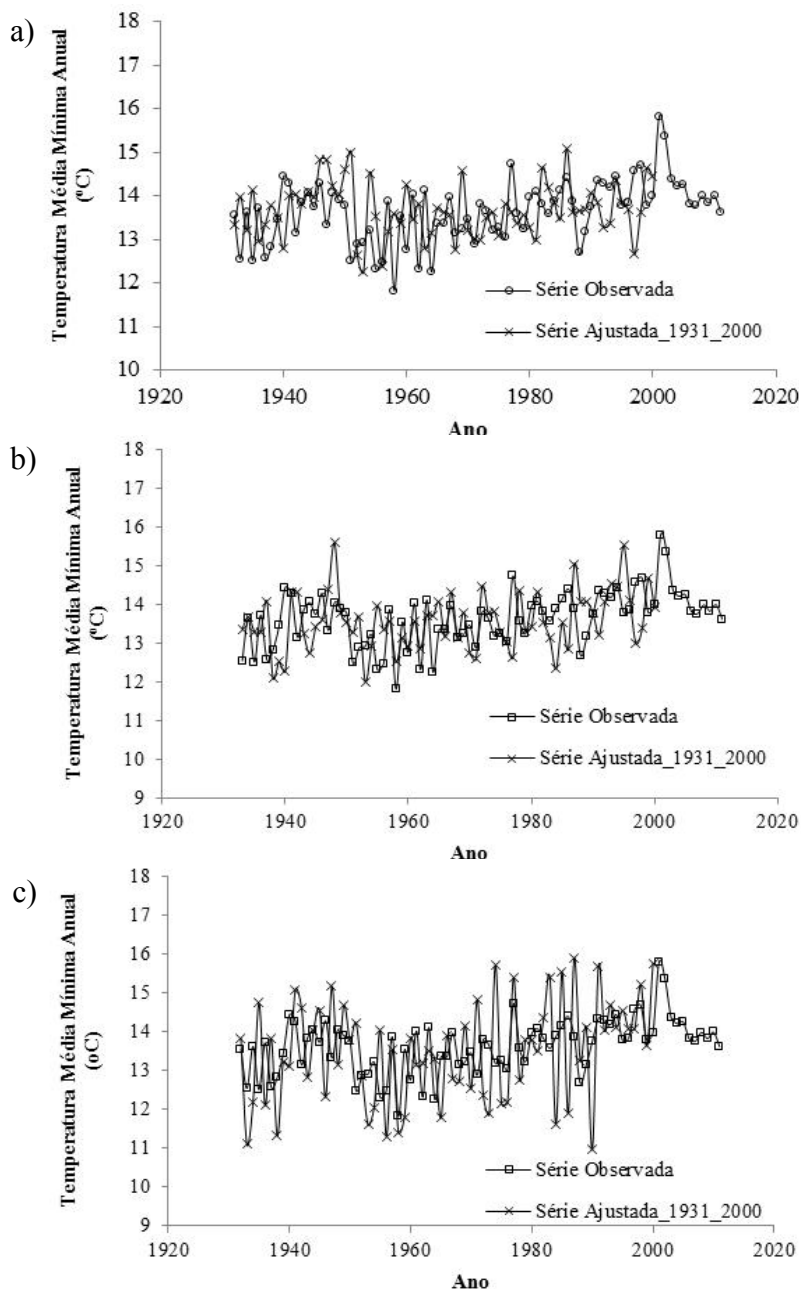


Figura 4 - Série temporal da temperatura média mínima anual observada e ajustada (1931-2000) pelo modelo AR(1) (a); série temporal da temperatura média mínima anual observada e ajustada (1931-2000) pelo modelo AR(2) (b) e; série temporal da temperatura média mínima anual observada e ajustada (1931-2000) pelo modelo ARMA (1, 1) (c), para a localidade de Pelotas/RS.

Tabela 3 - Valores dos índices estatísticos para cada um dos modelos ajustados

Modelo	Índices Estatísticos*			
	RMSE	FV	EAM	R
AR (1)	0,068	0,053	0,030	1,114
AR (2)	0,066	-0,097	0,029	0,984
ARMA (1, 1)	0,107	-0,025	0,046	1,951

*RMSE: Erro Relativo Quadrático Médio; FV: Fator de Viés; EAM: Erro Absoluto Médio; R: Razão entre os Desvios Padrões

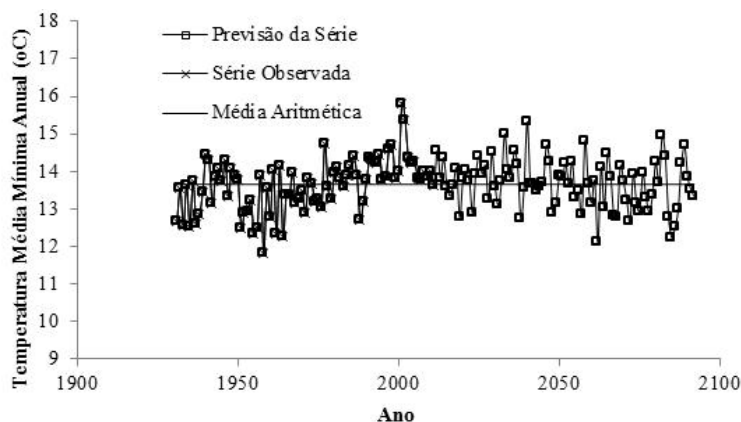


Figura 5 - Previsão da série temporal da temperatura média mínima anual pelo modelo AR(1), para a localidade de Pelotas/RS

Conclusões

As temperaturas médias mínimas anuais da localidade de Pelotas, RS, Brasil podem ser previstas pelos modelos autorregressivos. O acréscimo de um parâmetro regressivo não apresentou ganho de informação na previsão das temperaturas médias mínimas anuais. O parâmetro relativo a média móvel não contribuiu para a previsão da variável em questão. A série temporal utilizada no ajuste dos modelos autorregressivo apresentou alteração de tendência a partir do ano de 1970. O teste não paramétrico de detecção de tendência de Spearman apresentou-se robusto para o objetivo que se propõe. As temperaturas médias mínimas aumentaram 1,12°C, a partir do ano de 1970.

Literatura científica citada

ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Estabilidade temporal do conteúdo de água em três condições de uso do solo, em uma bacia hidrográfica da região da Serra da Mantiqueira, MG. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.34, n.6, p.2001-2009, 2010.

BARROS, A. H. C.; VAN LIER, Q. J.; MAIA, A. H. N.; SCARPARE, F. V. Pedotransfer functions to estimate water retention parameters of soils in northeastern Brazil. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.37, n.2, p.379-391, 2013.

BAYER, D. M.; CASTRO, N. M. R.; BAYER, F. M. Modelagem e previsão de vazões médias mensais do rio Potiribu utilizando modelos de séries temporais. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v.17, n.2, p.229-239, 2012.

BLAIN, G. C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no estado de São Paulo: variações e tendências climáticas. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.25, n.1, p.114-124, 2010.

BLAIN, G. C.; LULU, J. Valores anuais absolutos de séries diárias de temperatura máxima e mínima do ar no estado de São Paulo: tendências, periodicidades e probabilidades associadas. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.26, n.1, p.29-40, 2011.

BLAIN, G. C.; PICOLI, M. C. A.; LULU, J. Análises estatísticas das tendências de elevação nas séries anuais de temperatura mínima do ar no estado de São Paulo. *Bragantia*, v.68, n.3, p.807-815, 2009.

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

- CALGARO, M.; ROBAINA, A. D.; PEITER, M. X.; BERNARDON, T. Variação espaço-temporal dos parâmetros para a modelagem estocástica da precipitação pluvial diária no Rio Grande do Sul. **Engenharia Agrícola**, v. 29, n. 2, p. 196-206, 2009.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; MATZENAUER, R.; MALUF, J. R. T.; RADIN, B. Modelo harmônico para a estimativa da temperatura do ar média mensal em diferentes locais do Estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, v. 40, n. 9, p. 1888-1896, 2010.
- CASTRO, A. S.; MELLO, A. S. Aplicação de testes não paramétricos e do método de Gumbel à série de cotas máximas do lago Guaíba. **Revista Atitude**, ano V, n. 9, p.111-116, 2011.
- CHECHI, L.; SANCHES, F. O. Análise de uma série temporal de precipitação para Erechim (RS) e um possível método de previsão climática. **Ambiência Guarapuava**, v. 9, n. 1, p. 43-55, 2013.
- DAMÉ, R. C. F.; TEIXEIRA, C. F. A.; TERRA, V. S. S.; ROSSKOFF, J. L. C. Hidrograma de projeto em função da metodologia utilizada na obtenção da precipitação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 1, p. 46-54, 2010.
- DETZEL, D. H. M.; BESSA, M. R.; VALLEJOS, C. A. V.; SANTOS, A. B.; THOMSEN, L. S.; MINE, M. R. M.; BLOOT, M. L.; ESTRÓCIO, J. P. Estacionariedade das afluições às usinas hidrelétricas brasileiras. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 16, p. 95-111, 2011.
- DUCHÊNE, E.; HUARD, F.; DUMAS, V.; SCHNEIDER, C.; MERDINOGLU, D. The challenge of adapting grapevine varieties to climate change. **Climate Research**, v. 41, n. 3, p. 193-204, 2010.
- FEARNSIDE, P. M. The vulnerability of the amazon forest in the face of climate change. **Oecologia Australis**, v. 13, n. 4, p. 609-618, 2009.
- KUINCHTNER, A. Variabilidade da temperatura atmosférica superficial no planalto Meridional-Riograndense. 2006. 57 f. Dissertação (Mestrado em Geografia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- LIVI, P. F. O clima em Porto Alegre no século XX: uma análise de séries temporais. 2002. 58 f. Dissertação (Mestrado em Geografia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- LOHANI, A. K.; KUMAR, R.; SINGH, R.D. Hydrological time series modeling: a comparison between adaptive neuro-fuzzy, neural network and autoregressive techniques. **Journal of Hydrology**, v. 442-443, p. 23-35, 2012.
- LUCAS, E. W. M.; SOUSA, F. A. S.; SILVA, F. D. S.; LUCIO, P. S. Modelagem hidrológica determinística e estocástica aplicada à região hidrográfica do Xingu – Pará. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 24, n. 3, p. 308-322, 2009.
- LÚCIO, S.; SILVA, F. D. S.; FORTES, L. T. G.; SANTOS, L. A. R. FERREIRA, D. B. SALVADOR, M. A.; BALBINO, H. T.; SARMANHO, G. F.; SANTOS, L. S. F. C.; LUCAS, E. W. M.; BARBOSA, T. F.; DIAS, P. L. S. Um modelo estocástico combinado de previsão sazonal para a precipitação no Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n. 1, p. 70-87, 2010.
- MORETTIN, P. L.; TOLOI, C. M. C. Análises de séries temporais. 2.ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 531p.
- OLIVEIRA, M. T. R.; BERBERT, P. A.; MARTINAZZO, A.P. Avaliação de modelos matemáticos na descrição das curvas de secagem por convecção de *Pectisbrevipedunculata* (Gardner) Sch. Bip. **Revista Brasileira de Plantas Mediciniais**, v. 15, n. 1, p. 1-12, 2013.
- SOUZA, A. M.; GEORGE, R.; FERRAZ, S. E. T. Previsão de precipitação e temperatura em Santa Maria por meio de um modelo estatístico. **Ciência e Natura**, v. 31, n. 1, p. 49-64, 2009.
- STEINMETZ, S.; SIQUEIRA, O. J. W.; WREGGE, M. S.; HERTER, F. G.; REISSER JÚNIOR, C. 2005. Aumento da temperatura mínima do ar na região de Pelotas, sua relação com o aquecimento global e possíveis consequências para o arroz irrigado no Rio Grande do Sul. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ARROZ IRRIGADO, 4. Santa Maria. **Anais...** Santa Maria. Universidade Federal de Santa Maria, 2005. p. 247-250.