

Análise de séries temporais climáticas

Analysis of climate time series

Valdeci José Costa^{1*}, Matheus Ferreira¹ e Marcos Tadeu Andrade Cordeiro²

Recebido em 21/02/2014 / Aceito para publicação em 19/03/2015.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar séries temporais de temperatura e precipitação no período de 1961 a 2011, a partir dos registros da estação meteorológica da EPAGRI/CIRAM localizada no município de Lages-SC, Brasil. As correções das falhas de leituras foram feitas a partir do método da ponderação regional, sendo proposto um modelo de regressão linear alternativo que apresentou menor EQM. As metodologias de Transformada de Fourier, Transformada de Ondaletas e o teste estatístico de Mann-Kendall foram utilizadas. Detectou-se a ocorrência de ciclos anuais na temperatura média mensal e ciclos que variam de 3 a 5 anos na precipitação acumulada mensal. Há tendência positiva no padrão de precipitação acumulada mensal a partir do evento *El Niño* de 1983, de acordo com o teste de Mann-Kendall, e nas temperaturas mínimas e máximas de alguns meses, tanto absolutas quanto em relação às médias mensais.

PALAVRAS-CHAVE: mudança climática, tendência, clima, modelagem matemática.

ABSTRACT

The purpose of this study was to time analyze the series of temperature and precipitation in the period from 1961 to 2011 from the EPAGRI/CIRAM weather station records located in Lages-SC, Brazil. The corrections of failures were made up of readings from the regional weighting method, and a proposed alternative model of linear regression with lowest MSE. The methods of Fourier Transform, Wavelet Transform and statistical test of Mann-Kendall were used. The presence of annual cycles for the mean monthly temperature and cycles ranging from 3 to 5 years for monthly accumulated precipitation were

detected. There is a positive trend in the pattern of monthly cumulative rainfall from the *El Niño* of 1983, according to the Mann-Kendall test, and in minimum and maximum temperatures in some months of both absolute and relative to the monthly average.

KEYWORDS: climate change, trend, wheater, mathematical modeling.

INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas muito se tem falado e pesquisado a respeito de mudanças climáticas em todo o planeta terra. Estudos indicam que o efeito estufa deverá causar impactos catastróficos e provocará muitas mudanças no modo de viver de várias populações (LOBELL et al., 2011, OBREGÓN & MARENGO, 2007). Porém, outros estudos indicam que estas mudanças não são assim tão agressivas e seria um processo natural que vem ocorrendo com a terra e não o fruto exclusivo da antropização (MOSS et al., 2010).

O fato é que diariamente vê-se na mídia notícias de eventos extremos; enchentes, tufões, secas e ondas de calor nunca registradas. O mês de agosto de 2012 está sendo apontado como o mês de agosto mais quente desde que se iniciaram os registros. Evidentemente que estes fatos, ocorrendo repetidamente, levam a população em geral a pensar que realmente o clima esteja sofrendo algum tipo de mudança.

Estas evidências motivaram o presente estudo cujo objetivo foi analisar o comportamento da precipitação e temperatura ao longo do tempo na cidade de Lages com o intuito de verificar eventuais tendências de aumento ou não nas séries temporais de 1961 a 2011.

A detecção de mudanças climáticas em séries temporais hidrometeorológicas contribui para o

¹ Universidade do Estado de Santa Catarina, Lages, SC, Brasil.

² Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Ponta Grossa, PR, Brasil.

* Autor para correspondência <valdeci.costa@udesc.br>.

conhecimento científico e é uma necessidade para estabelecer o efeito das mudanças climáticas sobre os sistemas hidrometeorológicos, fundamental para o planejamento futuro dos recursos hídricos e produção de alimentos (OBREGÓN & MARENGO, 2007).

De acordo com os relatórios do IPCC (2001) há, em escala regional, uma clara evidência de mudanças na variabilidade climática e nos eventos meteorológicos extremos devido às influências antropogênicas. Assim, atualmente, a caracterização estatística de séries temporais de dados climáticos deve considerar a existência de possíveis alterações no regime esperado das variáveis em estudo na análise do clima de uma região.

Em estudo publicado na revista *Science*, LOBELL et al. (2011) relatam o aumento em um desvio padrão histórico da variabilidade ano a ano para a temperatura na maioria dos países produtores de grãos. Os modelos têm indicado uma queda na produção de milho e trigo na ordem de 3,8 e 5,5%, respectivamente, em relação ao cenário sem essas mudanças climáticas. Ainda segundo estes autores, a temperatura média global têm subido 0,13 °C por década desde os anos 50 e isto deverá afetar profundamente a produção e os preços dos alimentos nas próximas duas ou três décadas.

Já MOSS et al. (2010) consideram que os cenários utilizados na modelagem das mudanças climáticas ainda são incompletos em aspectos cruciais, como a mitigação na mudança climática e adaptação dos ecossistemas, além da dificuldade na troca de informações entre físicos, cientistas sociais e biólogos. As implicações das mudanças climáticas não se restringem puramente ao fato em si, mas em como a humanidade responderá através de mudanças tecnológicas, econômicas, no estilo de vida e na política. Desta forma o objetivo de se trabalhar com cenários adequados não é prever o futuro, mas melhor entender incertezas e tomar decisões mais robustas sob uma ampla gama de possíveis cenários futuros.

A análise estatística tem sido usada na identificação de tendências na temperatura e precipitação. BACK (2001) realizou análise estatística a uma série de dados para temperatura do ar e precipitação para a cidade de Urussanga, SC, no período de 1924 a 1998. Empregou análise de regressão e os testes não paramétricos de Run, Mann-Kendall e Pettitt. Os resultados encontrados mostram que naquela cidade houve, a partir de 1965,

um incremento na temperatura média anual e na temperatura média do mês de janeiro. Também foi identificada tendência significativa de aumento da precipitação pluvial total anual.

GOOSSENS & BERGER (1986) afirmam que o teste de Mann-Kendall é o método mais apropriado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas e permite também a detecção e localização aproximada do ponto inicial de determinada tendência. Em função disto, WINKE et al. (2008) utilizaram o teste de Mann-Kendall na análise de séries de temperatura e precipitação para a cidade de Pelotas, RS, de 1931 a 2007. Os resultados mostram que houve tendência significativa crescente das temperaturas mínimas médias anuais para o período de 1931 a 2007, na cidade de Pelotas. Para as demais variáveis (precipitação total anual, temperatura máxima média anual, temperatura máxima absoluta anual e temperatura mínima absoluta anual) não houve tendência significativa.

DUMAS (2013) utilizou regressão linear e múltipla para analisar o comportamento da temperatura nos Alpes franceses avaliando as séries gravadas em 92 estações. As conclusões são que, em locais mais altos, a temperatura se elevou em 4 °C em 100 anos, enquanto que a média da região toda permaneceu a mesma. Consideram que a interpretação do comportamento dos gradientes de temperatura é extremamente difícil e morosa.

Um método de segmentação heurística por comparação de histograma foi usado por HUANG et al. (2013) na avaliação das temperaturas ao longo do Rio Irtysh, localizado nos territórios da Rússia, Cazaquistão e China, através de séries gravadas em quatro estações meteorológicas ao longo do rio. Esse estudo concluiu que na série da temperatura máxima há poucas mudanças, mas na temperatura mínima há um acréscimo de 2 °C a partir dos anos 70.

Outras ferramentas utilizadas largamente na análise de séries temporais são as transformadas de Fourier e as transformadas de Ondaletas (wavelets). PINHEIRO & PAULO (2011) empregam a Transformada de Fourier no estudo de variáveis meteorológicas. Já SONECHKIN et al. (1999), JOÃO (2009) e BLAIN (2009) empregaram a transformada de Ondaletas no estudo de séries temporais climáticas de precipitação e temperatura.

MATERIAL E MÉTODOS

As séries temporais de temperatura e precipitação utilizadas neste trabalho foram obtidas da EPAGRI/CIRAM-SC para a estação de Lages, SC, localizada na Latitude: 27°48'27", Longitude: 50°19'44", altitude: 937,73 metros; com valores diários registrados de 1961 a 2011.

Correções de falhas

Foram corrigidos 83 de 612 meses da série de precipitações que apresentaram falhas nos registros, utilizando como apoio as estações meteorológicas de Painel, Coxilha Rica e Ponte Alta. A estação meteorológica de Painel encontra-se a uma distância aproximada de 22 km de Lages, a da Coxilha Rica está a 41 km de Lages e a de Ponte Alta está a 38 km de Lages. As três estações formam uma região triangular, de modo que Lages está localizada em seu centro. As falhas nos dados foram preenchidas com o método da ponderação regional; quando alguma delas estava incompleta, foram utilizadas apenas as outras duas. Os dados faltantes, para efeitos de comparação, também foram corrigidos a partir de um modelo de regressão linear alternativo utilizando apenas a estação meteorológica de Painel, na intenção de se obter um melhor ajuste dos dados.

Os modelos obtidos para a série de precipitações foram comparados utilizando 443 meses com dados em todas as estações, e para esta análise, foi utilizado o critério do Erro Quadrático Médio (EQM), que comparou os valores ajustados pelos modelos nos períodos em que os dados da Estação de Lages eram disponíveis.

Já para a temperatura, foi construído um modelo de regressão linear a partir dos três modelos descritos a seguir, para ajuste da temperatura da estação de Lages - SC apoiando-se nos dados obtidos da estação de São Joaquim - SC, localizada a aproximadamente 64 km de Lages, em linha reta.

Modelo (1)

O modelo de regressão foi constituído na forma

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 M_{1t} + \beta_3 M_{2t} + \beta_4 M_{3t} + \beta_5 M_{4t} \quad (1)$$

Onde Y_t é a temperatura no t-ésimo dia na cidade de Lages-SC, em graus Fahrenheit (°F). Para $t = 1, \dots, 1036$, sendo que $t = 1$ corresponde ao dia 01/01/1961 e $t = 1036$, 30/10/1963. X_t é a temperatura no t-ésimo dia na cidade de São Joaquim-SC, em

graus Fahrenheit (°F). $M_{1t} = 1$, se o t-ésimo dia observado pertence ao mês de março ou abril; 0, caso contrário. $M_{2t} = 1$, se o t-ésimo dia observado pertence ao mês de maio ou junho; 0, caso contrário. $M_{3t} = 1$, se o t-ésimo dia observado pertence ao mês de julho ou agosto; 0, caso contrário. $M_{4t} = 1$, se o t-ésimo dia observado pertence ao mês de setembro ou outubro; 0, caso contrário. O tamanho da amostra foi $n = 1036$.

No modelo descrito pela Eq. (1) as variáveis M_{1t} , M_{2t} , M_{3t} e M_{4t} são conhecidas como variáveis *dummies*. Essa variável é introduzida em modelos de regressão quando queremos incluir no modelo variáveis qualitativas ou categóricas, evitando assim, a chamada “quebra estrutural”.

Os dados originais estavam em graus Celsius, mas estes foram convertidos em graus Fahrenheit, em função da qualidade dos resíduos (com relação aos pressupostos de homocedasticidade e normalidade) do modelo de regressão linear ajustado.

a) Se o t-ésimo dia observado fizer parte de um dos seguintes meses: janeiro, fevereiro, novembro ou dezembro, então todas as variáveis *dummies* M_1 , M_2 , M_3 e M_4 assumirão o valor 0 (zero), simultaneamente.
b) A incorporação da variável mês do ano, através de quatro variáveis *dummies* se deu pelo fato de existir uma sazonalidade anual na variável temperatura, em virtude das quatro estações do ano.

No estudo de séries temporais podem ocorrer problemas de autocorrelação (HIPEL & McLEOD, 2005). A ideia da autocorrelação serial é que os resíduos contêm mais informação sobre a variável dependente do que foi filtrado pelas variáveis explicativas. Isto significa que o resíduo ainda pode ser sistematizado. O teste mais popular para se detectar este problema é o teste de Durbin-Watson (BARROSO et al., 2012). O valor da autocorrelação estimada de 1ª ordem dos resíduos no modelo (1) foi de $\hat{\rho}_1^{(1)} = 0,4579414$.

O valor da estatística do teste de Durbin-Watson aplicado aos resíduos do modelo (1) foi de $d_{DW}^{(1)} = 1,082872$ (p-valor ≈ 0). O coeficiente de determinação R^2 do modelo (1) foi igual a $R^{2(1)} = 0,878$. O modelo (1) possui, de acordo com o teste de Durbin-Watson aplicado, problemas com uma autocorrelação de primeira ordem entre os erros do modelo. Para corrigir tal situação, utilizou-se o procedimento iterativo de Cochran-Orcutt. Dessa forma, o seguinte modelo foi considerado.

Modelo (2)

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* X_t^* + \beta_2^* M_{1,t}^* + \beta_3^* M_{2,t}^* + \beta_4^* M_{3,t}^* + \beta_5^* M_{4,t}^* \quad (2)$$

Onde:

$$Y_t^* = Y_t - \hat{\rho}_1^{(1)} Y_{t-1}; \quad X_t^* = X_t - \hat{\rho}_1^{(1)} X_{t-1}; \quad M_{1,t}^* = M_{1,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{1,t-1}; \\ M_{2,t}^* = M_{2,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{2,t-1}; \quad M_{3,t}^* = M_{3,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{3,t-1}; \\ M_{4,t}^* = M_{4,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{4,t-1}, \text{ sendo } \hat{\rho}_1^{(1)} = 0,4579414$$

O valor da autocorrelação estimada de 1ª ordem dos resíduos no modelo (2) foi de $\hat{\rho}_1^{(2)} = 0,044169$. O valor da estatística do teste de Durbin-Watson aplicado aos resíduos do modelo (2) foi de $d_{DW}^{(2)} = 1,908387$ (p-valor $\approx 0,104$). O coeficiente de determinação R^2 do modelo (2) foi igual a $R^{(2)} = 0,7565$. O teste de Shapiro-Wilk aplicado aos resíduos do modelo (2) retornou a seguinte estatística do teste $W^{(2)} = 0,9867$ (p-valor $\approx 4,504 \times 10^{-8}$).

O modelo (2) pode não atender o pressuposto da gaussianidade, de acordo com teste de Shapiro-Wilk, contudo, esse pressuposto poderia ser relaxado, devido ao tamanho elevado da amostra, pelo teorema central do limite. No entanto, efetuou-se uma transformação dos dados utilizados no ajuste do modelo (2) de modo a obter um modelo no qual os resíduos atendessem melhor aos pressupostos feitos para um modelo de regressão linear.

Modelo (3)

Seja

$$\left(Y_t^2\right)^* = \beta_0^{**} + \beta_1^{**} \left(X_t^2\right)^* + \beta_2^{**} M_{1,t}^* + \beta_3^{**} M_{2,t}^* + \\ \beta_4^{**} M_{3,t}^* + \beta_5^{**} M_{4,t}^* \quad (3)$$

Onde $\left(Y_t^2\right)^* = \left(Y_t - \hat{\rho}_1^{(1)} Y_{t-1}\right)^2$ e $\left(X_t^2\right)^* = \left(X_t - \hat{\rho}_1^{(1)} X_{t-1}\right)^2$;

$$M_{1,t}^* = M_{1,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{1,t-1}; \quad M_{2,t}^* = M_{2,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{2,t-1}; \quad M_{3,t}^* =$$

$$M_{3,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{3,t-1}; \quad M_{4,t}^* = M_{4,t} - \hat{\rho}_1^{(1)} M_{4,t-1};$$

sendo $\hat{\rho}_1^{(1)} = 0,4579414$.

Esse modelo atende todos os pressupostos para um modelo de regressão linear e foi aplicado para preenchimento dos dados faltantes na série de temperatura. Como resultado do modelo ajustado, utilizando a transformação mencionada acima, foram obtidos os seguintes coeficientes:

$$\hat{\beta}_0^{**} = 472,27934, \quad \hat{\beta}_1^{**} = 0,75705, \quad \hat{\beta}_2^{**} = -131,71743, \\ \hat{\beta}_3^{**} = -412,102724, \quad \hat{\beta}_4^{**} = -410,41692 \text{ e } \hat{\beta}_5^{**} = -210,84933.$$

Precipitação e Temperatura

Com relação à precipitação, para estabelecer as principais frequências presentes no sinal foi utilizada

a Transformada de Fourier, supondo-se que a série é invariante no tempo. Foi calculado o acumulado mensal para a composição da série de precipitações, em vista que valores iguais a 0 (dias sem chuva) podem atrapalhar as análises. Inicialmente foi determinada a frequência de Nyquist. Pela relação $f_{am} > 2f$, se a frequência de amostragem é mensal, a maior frequência que pode ser identificada será menor do que 0,5/mês. Isso é aceitável, já que se buscam frequências de ordem anual ou menores. Na obtenção da transformada, utilizou-se uma rotina no MATLAB® que estabelece a FFT (Transformada Rápida de Fourier).

Foi aplicada a Transformada de Ondaletas para a série de precipitações, utilizada nos casos em que a série pode ser não estacionária. Foi empregada uma ondaleta mãe do tipo Morlet, com parâmetro $w_0 = 6$. O espectro de potências foi calculado a partir do acumulado mensal das precipitações.

Para verificação de presença de tendência foi utilizado o teste de Mann-Kendall de um pacote disponível no aplicativo estatístico R, também sendo utilizado o acumulado mensal. O mesmo teste foi aplicado para cada mês, no intuito de identificar tendência positiva em algum mês específico.

Também foi calculada a estatística $u(tn)$ e $u^*(tn)$ com uma rotina em MATLAB® que tem o objetivo de mostrar o comportamento da série ao longo do tempo, objetivando estabelecer aproximadamente o período em que ocorre eventual mudança de comportamento na série temporal.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Precipitação

Os dados foram corrigidos com o método da ponderação regional. No segundo ajuste, utilizou-se o modelo alternativo $P_1 = (0,86308 + 0,9494497 \sqrt{P_p})^2$, onde P_1 é a precipitação no município de Lages e P_p é a precipitação no município de Paineira. O modelo apresentou coeficiente de determinação R^2 de 0,8096 e não apresentou problemas de autocorrelação quanto ao teste de Durbin-Watson.

Para o modelo da ponderação regional obteve-se um EQM de 35,68 mm, enquanto para o modelo proposto obteve-se 38,47 mm. Optou-se por utilizar o modelo que apresentou o menor resíduo. Para visualizar os coeficientes produzidos pela transformada de Fourier, a Figura 1 mostra os valores absolutos dos valores gerados, obtendo-

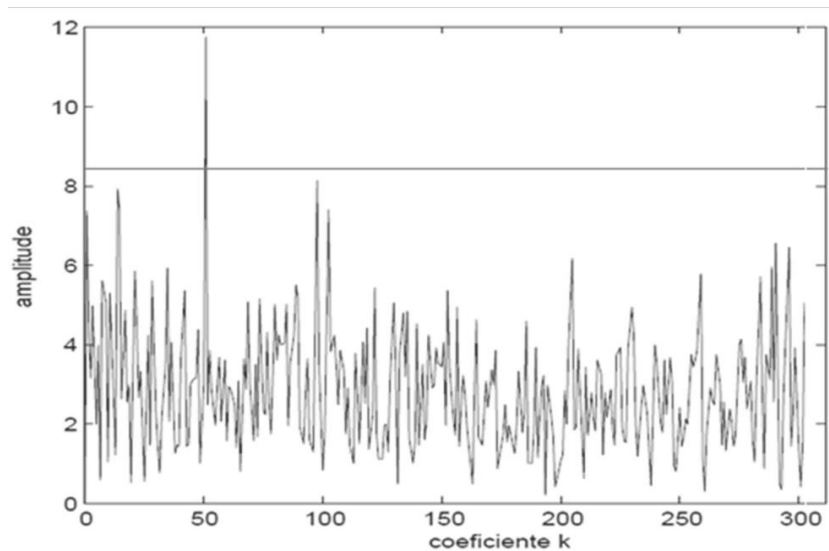


Figura 1. Transformada de Fourier para a precipitação observada em Lages, SC, no período de 1961 a 2011.
 Figure 1. Fourier transform for precipitation in Lages, SC, from 1961 to 2011.

se os coeficientes k , para estabelecer as principais frequências presentes no sinal.

O coeficiente $k = 51$ é o mais expressivo presente no sinal. A frequência de cada pico pode ser calculada através da relação $f(k) = fs * k/p$, onde fs é a frequência de amostragem (1 por mês) e p é o tamanho da amostra (no caso da precipitação acumulada mensal, são 612 meses). Portanto, o pico mais significativo possui uma frequência de 0,083/mês ou período $T(k) = 12$ meses, ou seja, o ciclo anual. A linha horizontal destacada está situada a 3α , onde α é a média dos valores dos coeficientes, distância recomendada para diferenciar o ruído dos picos significativos (SONECHKIN et al., 1999).

Muitas outras frequências também estão presentes no sinal, apesar de não significativas para este critério, como $k=14$ e $k=98$, que representam o pico de 43 meses e 6 meses, respectivamente. Este comportamento é esperado, já que o sinal da precipitação é muito semelhante à de uma senoidal (Figura 2a).

O espectro de potência de ondaleta na Figura 2b, mostra que atuam frequências de 32 a 64 meses, em alguns períodos, como visto na transformada de Fourier, porém não há uma escala predominante no sinal.

Para analisar a tendência, a Figura 3 mostra a precipitação acumulada anual. O ajuste linear indica um acréscimo de aproximadamente 86 mm/década. Para demonstrar a mudança da média das precipitações após o *El Niño* de 1983, realizou-se outra análise descritiva como mostra a Figura 4. Esta análise, dos

acumulados até 1983 e a partir deste ano, indica que até 1983, a média de precipitação acumulada anual manteve-se em torno de 1460 mm. Após este período, foi encontrada uma média de precipitação acumulada anual de 1763 mm, 20% maior que o período anterior. Em busca de mais evidências acerca desta tendência positiva na série, calculou-se o teste de Mann-Kendall para a série. Para um nível de significância de 5%, foi obtido o p-valor bilateral como sendo igual a 0,0001360, o que indica tendência positiva.

Objetivando também a detecção de tendência em algum mês específico, o teste de Mann-Kendall foi calculado mês a mês, aplicado no período compreendido entre 1961 e 2011 (Tabela 1). Considerando um nível de significância $\alpha=0,05$; o mês de julho apresenta tendência significativa de aumento de precipitação ao longo do tempo. A estatística $u(tn)$ e $u^*(tn)$ (Figura 5) demonstra o ponto aproximado de início da tendência. Como pode se observar, a intersecção de $u(tn)$ e $u^*(tn)$ se localiza em outubro de 1982. Em um universo de 612 meses, o mês de julho de 1983 (9 meses depois), o qual aconteceu o *El Niño*, está relativamente próximo ao ponto de encontro (Erro percentual de 1,47%).

Temperatura

O valor da autocorrelação estimada de 1ª ordem dos resíduos no modelo (3) foi de $\hat{\rho}_1^{(2)} = 0,044169$. O valor da estatística do teste de Durbin-Watson aplicado aos resíduos do modelo (3) foi de $d_{DW}^{(3)} = 1,963913$ (p-valor $\approx 0,478$). O coeficiente de determinação R^2 do modelo (3) foi igual a $R^{2(3)} = 0,7551$. O teste de

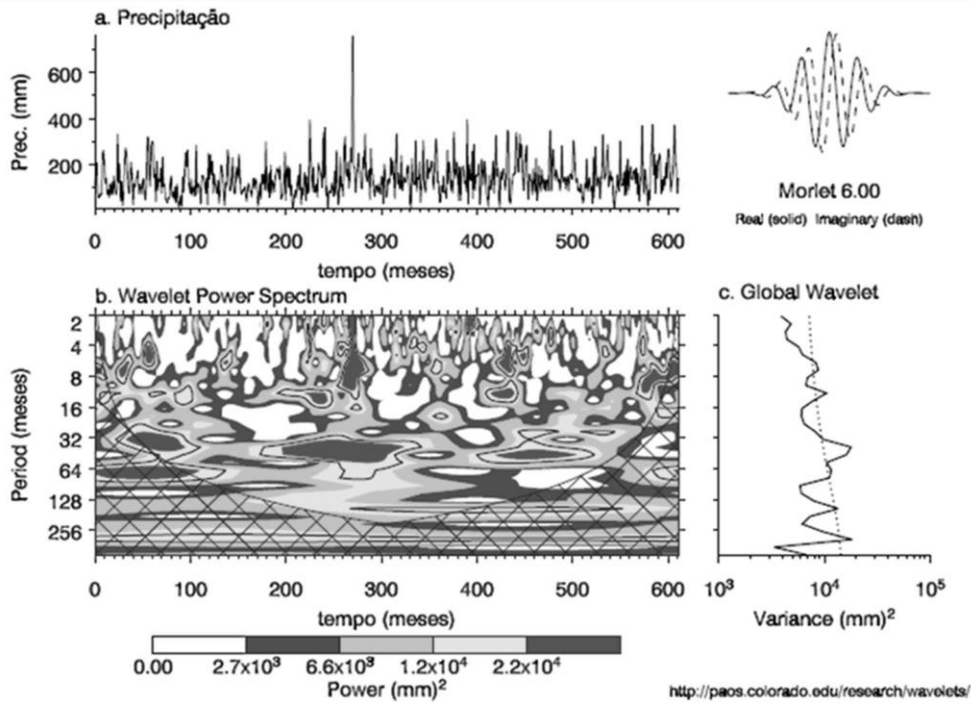


Figura 2. Série de precipitações (a) e espectro de potência de ondaletas para a precipitação (b) observadas em Lages, SC, no período de 1961 a 2011. A região hachurada representa o cone de influência, quando o preenchimento com zeros reduz a variância.

Figure 2. Series of precipitation (a) and wavelet power spectrum for precipitation (b) in Lages, SC, from 1961 to 2011. The cross hatched region represents the cone of the influence, when the zero padding reduces the variance.

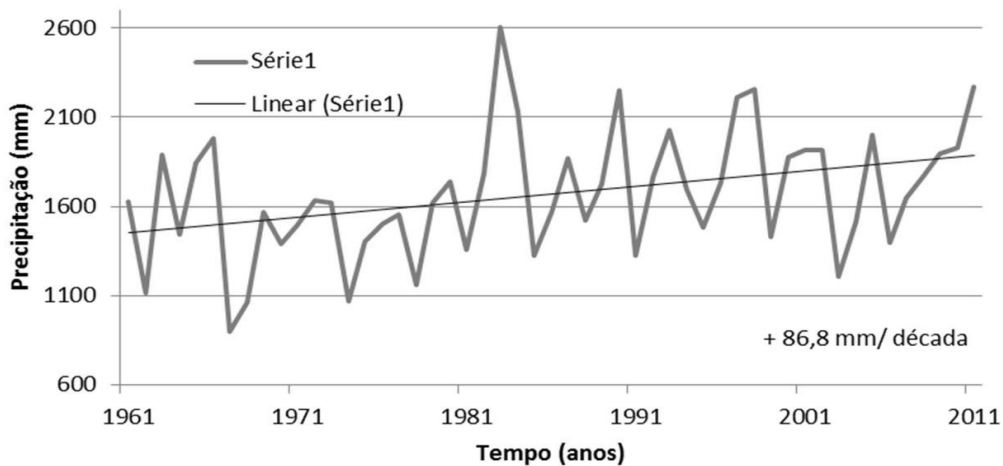


Figura 3. Precipitação acumulada anual em Lages, SC no período de 1961 a 2011.

Figure 3. Annual accumulated rainfall in Lages, SC, from 1961 to 2011.

Shapiro-Wilk aplicado aos resíduos do modelo (3) retornou a seguinte estatística do teste $W^{(3)} = 0,9963$ (p-valor $\approx 0,01363$).

Foi obtida a Transformada de Fourier para a temperatura média mensal, encontrando-se duas frequências significativas. O coeficiente $k = 51$ é o que apresenta maior amplitude, acompanhado de $k = 102$. Portanto, o pico mais significativo possui uma

frequência de 0,083/mês ou período $T(k) = 12$ meses, ou seja, o ciclo anual. Já o outro pico representa a frequência de 0,166/mês ou $T(k) = 6$ meses. Foi obtido o espectro de Potência de Ondaleta. Este mostra que atuam principalmente frequências de 8 a 16 meses, ao longo de toda a série, responsáveis por carregar a maioria da energia contida no sinal.

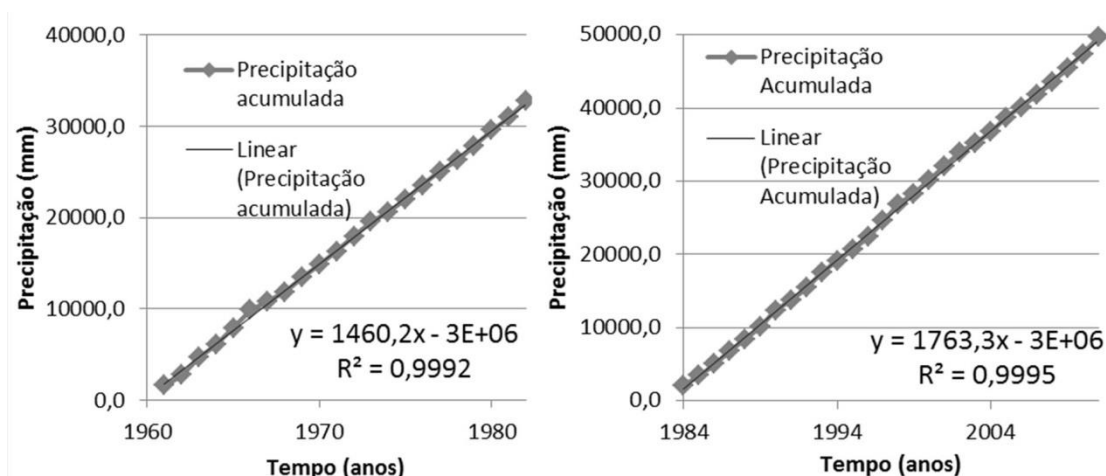


Figura 4. Precipitação acumulada em Lages, SC em função do tempo, com incremento anual médio de 1460 mm entre 1961-1982 e incremento anual médio de 1763 mm entre 1984-2011.

Figure 4. Accumulated precipitation in Lages SC as a function of time, with average of annual increase of the 1460 mm between 1961-1982, and mean annual increment of 1763 mm between 1984-2011.

Tabela 1. p-valor para o teste de Mann-Kendall para a precipitação e temperaturas máximas e mínimas, absolutas e suas médias mês a mês observadas em Lages, SC no período de 1961 a 2011.

Table 1. P-value for the Mann-Kendall test for the precipitation and maximum and minimum, absolute temperature and its average every month in Lages, SC, from 1961 to 2011.

Mês	p-valor bilateral para precipitação	Tmáx		Tmín	
		abs	média	abs	média
Janeiro	0,1042	0,9725	0,9670	0,1368	0,1022
Fevereiro	0,5210	0,4996	0,4321	0,7202	0,3850
Março	0,8966	0,9341	0,1278	0,0185	0,0426
Abril	0,1169	0,0333	0,0046	0,2530	0,0375
Maio	0,0739	0,0629	0,3523	0,1423	0,8041
Junho	0,5053	0,0658	0,3279	0,2308	0,3348
Julho	0,0028	0,0863	0,8041	0,3143	0,9068
Agosto	0,7268	0,0059	0,0100	0,7306	0,6006
Setembro	0,3061	0,6593	0,6102	0,5959	0,5627
Outubro	0,0821	0,2472	0,4242	0,0745	0,2122
Novembro	0,1437	0,6592	0,6540	0,6643	0,2793
Dezembro	0,9870	0,0495	0,1097	0,5536	0,0528

O teste de Mann-Kendall foi aplicado para verificar tendências positivas nas séries de temperaturas médias mensais, máximas e mínimas, tanto absolutas quanto médias mensais.

Considerando um nível de significância de 5%, foi detectada tendência na série de temperaturas

máximas absolutas mensais ao longo do período estudado. A Figura 6 mostra o comportamento da variável. Como se pode observar, os resultados indicam um incremento médio na temperatura de 0,262 °C/década, o que representa tendência positiva nos valores das temperaturas máximas absolutas.

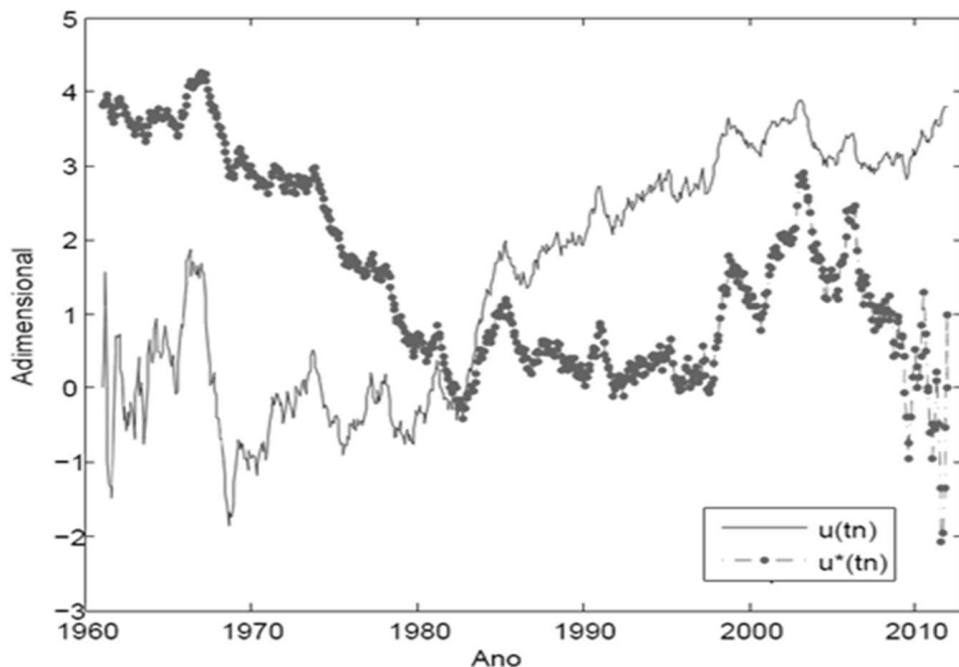


Figura 5. Valores mensais de estatística $u(tn)$ e $u^*(tn)$ para a precipitação observada em Lages, SC no período de 1961 a 2011.

Figure 5. Monthly values of statistical $u(tn)$ and $u^*(tn)$ for the precipitation in Lages, SC from 1961 to 2011.

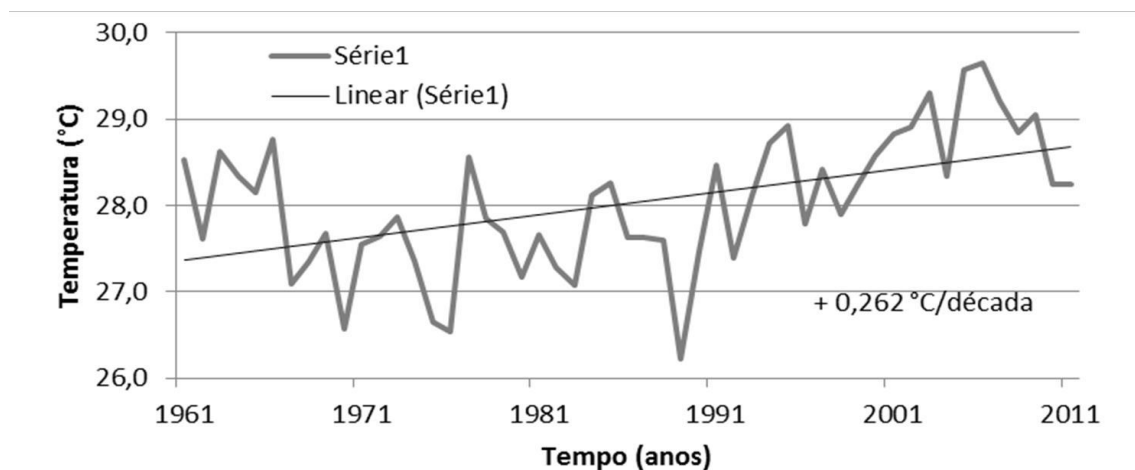


Figura 6. Temperatura Máxima Absoluta mensal observada em Lages, SC no período de 1961 a 2011.

Figure 6. Maximum Absolute monthly temperature in Lages, SC, from 1961 to 2011.

A Tabela 1 mostra a estatística do teste aplicado mês a mês às mesmas variáveis. Para a temperatura máxima absoluta, foi encontrada tendência nos meses de abril, agosto e dezembro.

Para a temperatura máxima média, foi encontrada tendência no mês de abril e agosto. Para a temperatura mínima absoluta, foi encontrada tendência no mês de março. Para a temperatura mínima média, foi detectada tendência nos meses de março e abril.

CONCLUSÕES

A variável precipitação apresenta ciclo anual e ciclos de 32 a 64 meses em alguns períodos. Esta variável apresenta tendência significativa de acordo com o teste de Mann-Kendall no período compreendido entre 1961 e 2011. O mês de outubro de 1982 é o tempo aproximado onde ocorre a mudança de comportamento desta variável. O mês de julho apresenta tendência significativa de acordo com o mesmo teste.

A variável temperatura apresenta ciclo anual durante todo o período, porém, com tendência significativa apenas em alguns meses. Nos meses de abril, agosto e dezembro observa-se tendência significativa na temperatura máxima absoluta mensal, em abril e agosto na temperatura máxima média mensal, em março na temperatura mínima absoluta mensal e em março e abril na temperatura mínima média mensal. Em todos os casos há incremento decenal na temperatura, com o maior índice observado na temperatura máxima absoluta do mês de agosto, correspondente a 0,626 °C por década.

REFERÊNCIAS

- BACK AJ. 2001. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. *Pesq Agropec Bras* 36: 717-726.
- BARROSO LMA et al. 2012. Avaliação do teste generalizado de Durbin-Watson. *Rev Bras Biom* 30: 432-441.
- BLAIN GC et al. 2012. Análises estatísticas das tendências de elevação nas séries anuais de temperatura mínima do ar no estado de São Paulo. *Bragantia* 68: 807-815.
- DUMAS MD. 2013. Changes in temperature and temperature gradients in the French Northern Alps during the last century. *Theor Appl Climatol* 111: 223-233.
- GOOSSENS C & BERGER A. 1986. Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century. *Ann Geophys* 4: 385-400.
- HIPEL KW & McLEOD AI. 2005. Time series modeling of water resources and environmental systems. Elsevier Online. p.1013.
- HUANG F et al. 2013. Climate change detection and annual extreme temperature analysis of the Irtysh Basin. *Theor Appl Climatol* 111: 465-470.
- IPCC – INTERGOVERNMENTAL PANEL OF CLIMATE CHANGE. 2001. *Climate Change 2001: The Scientific Basis, Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. In: HOUGHTON JT (Ed.) Cambridge University Press.
- JOÃO MM. 2009. Análise do comportamento das temperaturas máxima e mínima médias mensais para o estado do Rio Grande do Sul. Dissertação (Mestrado em Meteorologia). Pelotas: UFPel. 137f.
- LOBELL DB et al. 2011. Climate trends and global crop production since 1980. *Science* 29: 616-620.
- MOSS RH et al. 2010. The next generation of scenarios for climate change research and assessment. *Nature* 463: 747-756.
- OBREGÓN G & MARENGO JA. 2007. Caracterização do clima do Século XX no Brasil: Tendências de chuvas e temperaturas médias e extremas. Relatório 2, MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE - MMA, SECRETARIA DE BIODIVERSIDADE E FLORESTAS – SBF, DIRETORIA DE CONSERVAÇÃO DA BIODIVERSIDADE – DCBio Mudanças Climáticas Globais e Efeitos sobre a Biodiversidade – Sub-projeto: Caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do Século XXI. Brasília, Fevereiro 2007. 91p.
- PINHEIRO MR & PAULO SR. 2011. Utilização da análise de Fourier no estudo de variáveis micro meteorológicas de uma floresta de transição do norte de Mato Grosso. *Acta Amazôn* 41: 39-46.
- SONECHKIN DM et al. 1999. Multiscale oscillations of the global climate system as revealed by wavelet transform of observational data time series. *Theor Appl Climatol* 64: 131-142.
- WINKE LOL et al. 2008. Caracterização climática e estudo de tendências nas séries temporais de temperatura e precipitação em Pelotas/RS. In: XVII Congresso de Iniciação Científica e X ENPOS. Anais... Pelotas: UFPel. p.5.