



Variação temporal dos elementos climáticos e da ETo em Catalão, Goiás, no período de 1961-2011

Leonidas P. de Alencar¹, Everardo C. Mantovani², Vinicius B. Bufon³, Gilberto C. Sedyama⁴ & Thieres G. F. da Silva⁵

¹ DEA/UFV. Viçosa, MG. E-mail: lpaufv@hotmail.com (Autor correspondente)

² DEA/UFV. Viçosa, MG. E-mail: everardo@ufv.br

³ EMBRAPA Cerrados. Planaltina, DF. E-mail: vinicius.bufon@embrapa.br

⁴ DEA/UFV. Viçosa, MG. E-mail: g.sedyama@ufv.br

⁵ UAST/UFRPE. Serra Talhada, PE. E-mail: thieres@uast.ufrpe.br

Palavras-chave:

Mann-Kendall
tendência
alteração climática

RESUMO

Neste trabalho se avaliou a existência de tendência na distribuição temporal dos elementos do clima e da evapotranspiração de referência para a localidade de Catalão, no estado de Goiás. Para o período de 1961 a 2011 um conjunto de dados diários de temperatura máxima e mínima do ar, insolação, velocidade do vento e umidade relativa, para o período de 1961 a 2011 foi utilizado para o cálculo da evapotranspiração pelo método de Penman-Monteith. Buscou-se identificar a presença de tendência para as séries de dados mensais através da aplicação dos testes estatísticos de Mann-Kendall, do estimador da inclinação de Sen e da regressão linear com o teste de Student, para o coeficiente angular da reta. Devido ao aumento das temperaturas máxima e mínima e à redução da umidade relativa, aumentos estatisticamente significativos foram observados na evapotranspiração de referência para os meses de setembro, outubro, dezembro e para a série anual.

Key words:

Mann-Kendall
trend
climatic alteration

Temporal changes in the weather elements and ETo in Catalão, Goiás, in the period 1961-2011

ABSTRACT

In this study, the existence of trends in the temporal distribution of weather elements and reference evapotranspiration were evaluated, for the municipality of Catalão, in the State of Goiás-Brazil. The Penman-Monteith method and a dataset of 51 years of daily weather parameters were used. The dataset was composed of daily maximum and minimum air temperature, insolation, wind speed, and relative humidity from 1961 to 2011. In order to identify monthly and yearly weather trends, statistical methods of Mann-Kendall, Sen Slope estimator, and linear regression with Student test were used. Due to increases in maximum and minimum temperature, as well as decreases in relative humidity, statistically significant increases in reference evapotranspiration were found for the months of September, October, December and the annual.

INTRODUÇÃO

A evapotranspiração é um componente relevante do ciclo hidrológico sendo o principal responsável pela perda de água nas bacias hidrográficas exercendo grande influência nos processos hidrológicos. Este componente está estreitamente relacionado à dinâmica da umidade do solo, à recarga dos aquíferos e ao escoamento superficial (Liang et al., 2010).

Atualmente, é imprescindível compreender como as alterações nos elementos climáticos estão modificando o regime climático de determinada região; uma maneira de verificar esta mudança seria observar a existência de tendências.

A evapotranspiração de referência (ETo) é determinada pela temperatura do ar e pela radiação solar, entre outros elementos climáticos. Desta forma, variações nesses elementos

podem alterar, a longo prazo, a ETo. Sabendo-se que a ETo é uma função complexa, não linear, de muitos parâmetros, as mudanças em um parâmetro podem modificar outro; assim, o efeito de tais modificações sobre a ETo é de difícil compreensão (Dinpashoh et al., 2011).

A literatura apresenta vários testes estatísticos utilizados para detectar a presença de tendências em séries temporais. Os testes de Mann-Kendall, do estimador da inclinação de Sen e o teste t de Student do coeficiente angular da regressão linear, são os mais utilizados para verificar a existência de possíveis tendências em séries climatológicas e hidrológicas (Espadafor et al., 2011; Tabari & Marofi, 2011; Tabari et al., 2011; Villarini et al., 2011; Alencar et al., 2012; Huo et al., 2013; Wanderley et al., 2013).

Segundo Some'e et al. (2012), a presença de tendências em séries temporais pode evidenciar indícios de como os dados

observados estão refletindo o efeito das mudanças climáticas, sejam elas naturais ou não. A tendência pode ser entendida como alteração contínua e sistemática, observada em uma série temporal, a qual reflete o grau de acréscimo ou diminuição nos valores da variável.

Nos últimos anos têm sido realizados vários estudos para examinar o impacto das mudanças climáticas na ETo. De acordo com os modelos de predição sobre as mudanças climáticas, a ETo deverá aumentar nos próximos anos, sempre que houver aumento da temperatura (Espadafor et al., 2011). Todavia, apesar de diversos trabalhos se basearem nesta constatação, tendências decrescentes da ETo ainda são observadas em algumas localidades da China (Xu et al., 2006; Yin et al., 2010; Huo et al., 2013), Índia (Bandyopadhyay et al., 2009), Estados Unidos (Hobbins et al., 2004) e Espanha (Espadafor et al., 2011). McVicar et al. (2012), por exemplo, revisaram 148 estudos globais de tendência da ETo realizados nas últimas décadas e constataram que as tendências de declínio são maiores que as de aumento.

No Brasil, poucos estudos se dispõem a verificar a existência de tendência para a ETo. Nos resultados apresentados por Alencar et al. (2011), para dados anuais de ETo da localidade de Viçosa, MG, as séries apresentaram uma tendência estatisticamente significativa à diminuição. Cordeiro (2010) também verificou redução da ETo porém tendência crescente da ETo foi observada para o Nordeste do Brasil, por Silva (2004) e para Uberaba-MG, por Alencar et al. (2012). Com base no exposto, o objetivo deste estudo foi verificar a existência de tendência nos elementos climáticos e na ETo para a localidade de Catalão, estado de Goiás.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo compreende o município de Catalão, localizado na região Sudeste do estado de Goiás, situada a 18° 10' de latitude Sul, 47° 57' de longitude Oeste e altitude de 840 m.

Utilizaram-se dados diários de temperatura máxima e mínima, umidade relativa, velocidade do vento e insolação, compreendidos entre os anos de 1961 a 2011, provenientes do banco de dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET); os anos de 1979, 1987, 1988 e 1989 foram excluídos da análise em razão da ausência de dados.

Para o cálculo da evapotranspiração diária (Eq. 1) utilizou-se a equação de Penman-Monteith, parametrizada por Allen et al. (1998).

$$ETo = \frac{0,408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0,34u_2)} \quad (1)$$

em que:

- ETo - evapotranspiração de referência, mm d⁻¹
- Rn - saldo de radiação à superfície da cultura, MJ m⁻² d⁻¹
- G - densidade do fluxo de calor do solo, MJ m⁻² d⁻¹
- T - temperatura do ar a 2 m de altura, °C

- u₂ - velocidade de vento a 2 m de altura, m s⁻¹
- e_s - pressão de vapor de saturação, kPa
- e_a - pressão parcial de vapor, kPa
- Δ - declividade da curva de pressão de vapor de saturação, kPa °C⁻¹
- γ - coeficiente psicrométrico, kPa °C⁻¹

A utilização da equação de Penman-Monteith (FAO) só é possível quando um conjunto de dados completo sobre o clima está disponível (Sentelhas et al., 2010). Para contornar a questão de dados ausentes de umidade relativa e insolação, utilizaram-se os procedimentos sugeridos por Allen et al. (1998) que são baseados nas temperaturas máxima e mínima.

As séries de dados mensais e anual de temperatura máxima e mínima, umidade relativa, insolação, velocidade do vento e evapotranspiração foram submetidas aos testes estatísticos; já para os cálculos dos testes de tendência foram adotados os níveis de significância de 0,05 e 0,01.

O teste de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) é uma análise estatística não-paramétrica que não requer que os dados sejam normalmente distribuídos. O teste considera a hipótese de estabilidade de uma série temporal cuja sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Considerando uma série temporal de Yi de n termos (1 ≤ i ≤ n) a estatística desse teste é dada pela Eq. 2.

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sinal}(Y_j - Y_i) \quad (2)$$

em que:

$$\text{sinal}(Y_j - Y_i) = \begin{cases} +1 & \text{se } (Y_j - Y_i) > 0 \\ 0 & \text{se } (Y_j - Y_i) = 0 \\ -1 & \text{se } (Y_j - Y_i) < 0 \end{cases}$$

Para séries com grande número de termos (n), sob a hipótese nula (H₀), ausência de tendência na população, S apresenta uma distribuição normal com média zero e variância definida pela Eq. 3. Testando a significância estatística de S para a hipótese alternativa (H₁) usando um teste bilateral em H₁, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística z, conforme a Eq. 4.

$$\text{Var}(S) = \frac{\left[n(n-1)(2n+5) - \sum_t t(t-1)(2t+5) \right]}{18} \quad (3)$$

$$z = \begin{cases} \frac{(S-1)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{(S+1)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

em que:

- n - número de dados
t - número de empates

Com base na análise da estatística z é feita a decisão final de aceitar ou rejeitar H_0 , ou seja, pode-se confirmar a hipótese de estabilidade dos dados ou rejeitá-la, a favor da hipótese alternativa, isto é, a de existência de tendência nos dados.

Valores positivos de z indicam tendências crescentes enquanto valores negativos de z mostram tendências decrescentes. Ao testar as tendências de aumento ou diminuição a nível de significância α , a hipótese nula será rejeitada por um valor absoluto de z maior que $z_{1-\alpha/2}$, obtido a partir das tabelas de distribuição normal padrão (Modarres & Silva, 2007).

Se uma tendência linear está presente em uma série temporal, então a inclinação verdadeira (variação por unidade de tempo) pode ser estimada utilizando-se um teste não paramétrico, desenvolvido por Sen (1968). A estimativa da inclinação de N pares de dados é computada pela Eq. 5.

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

em que:

x_j e x_k - são os valores dos dados no tempo j e k ($j > k$), respectivamente. A mediana dos N valores de Q_i é o estimador da inclinação de Sen; se N é ímpar, então o estimador de Sen é calculado pela Eq. 6.

$$Q_{\text{med}} = Q_{[N+1/2]} \quad (6)$$

Se N é par, o estimador da inclinação de Sen é calculado pela Eq. 7.

$$Q_{\text{med}} = \frac{1}{2} (Q_{[N/2]} + Q_{[N+2/2]}) \quad (7)$$

Assim, Q_{med} é testada com um teste bilateral a nível de 100 $(1 - \alpha)$ % de intervalo de confiança, dado pela Eq. 8.

$$IC_{\alpha} = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(S)} \quad (8)$$

em que: $\text{Var}(S)$ foi definido na Eq. 5, e $Z_{1-\alpha/2}$ é obtido a partir da tabela da distribuição normal padrão; logicamente, os limites inferior e superior do intervalo de confiança são calculados.

O principal parâmetro de estatística da análise de regressão é o coeficiente angular que indica a mudança temporal das variáveis estudadas. A mudança total durante o período de observação é obtida multiplicando-se o coeficiente angular pelo número de anos (Tabari et al., 2011).

A análise de regressão foi utilizada para identificar a tendência na série temporal por meio do teste de significância do coeficiente angular da reta, Eq. 9.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X \quad (9)$$

sendo:

- Y - elemento do clima
 X - tempo
 β_0 e β_1 - coeficientes da regressão calculados pelo método dos mínimos quadrados

Considerando a regressão linear de Y com variável aleatória no tempo X , a hipótese nula (H_0) de que não existe uma tendência é testada por meio do teste t de Student, com $n-2$ graus de liberdade, Eq. 10. A hipótese de que não há tendência é rejeitada quando o valor de t calculado é maior, em valor absoluto, do que o valor crítico $t_{\alpha/2, n-2}$, tabelado, a determinado nível de significância α .

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} = \frac{\beta_1}{s/\sqrt{SS_x}} \quad (10)$$

em que:

- n - tamanho da amostra
 r - coeficiente de correlação de Pearson
 s - desvio padrão dos resíduos
 β_1 - coeficiente angular da regressão
 SS_x - soma dos quadrados da variável independente (tempo em análise de tendência)

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos dados sinaliza que a temperatura do ar na cidade de Catalão aumentou durante o período de 1961 a 2011 tendo evidenciado o acréscimo, tanto na temperatura mínima quanto na máxima, para todos os meses em análise (Tabela 1). A aplicação dos testes de tendência para as temperaturas máxima e mínima demonstrou valores das estatísticas sempre maiores que zero para todos os meses do ano confirmando a tendência positiva da temperatura na região em estudo. O aumento da temperatura máxima foi mais acentuado que o observado para a temperatura mínima.

Tabela 1. Testes estatísticos aplicados às temperaturas máxima e mínima para o período de 1961-2011

	Temperatura máxima			Temperatura mínima		
	Sen	MK	β_1	Sen	MK	β_1
Jan	0,034**	2,843**	0,032**	0,031**	5,493**	0,028**
Fev	0,056**	4,035**	0,051**	0,030**	4,888**	0,027**
Mar	0,024*	2,192*	0,021	0,033**	4,925**	0,028**
Abr	0,041**	4,228**	0,036**	0,039**	5,172**	0,037**
Mai	0,035**	3,210**	0,032**	0,024**	3,026**	0,027**
Jun	0,032**	3,512**	0,029**	0,030**	2,825**	0,026**
Jul	0,057**	4,631**	0,050**	0,049**	4,677**	0,043**
Ago	0,045**	3,842**	0,036**	0,031**	2,898**	0,027**
Set	0,051**	2,678**	0,038**	0,028**	2,733**	0,024**
Out	0,070**	4,035**	0,059**	0,045**	4,750**	0,037**
Nov	0,037**	2,669**	0,030*	0,032**	3,943**	0,026**
Dez	0,055**	4,136**	0,046**	0,034**	5,218**	0,030**
Anual	0,043**	5,796**	0,038**	0,034**	6,474**	0,030**

Sen - Estimador de Sen; MK - Teste de Mann-Kendall; β_1 - Coeficiente angular da regressão; *Significativo a 0,05 **Significativo a 0,01

Em referência à análise de tendência, o aumento da temperatura máxima é estatisticamente significativo a nível de 0,01 de probabilidade, para todos os meses do ano, exceto para o mês de março; este mês apresentou um aumento a nível de 0,05 de probabilidade, para os testes de Mann-Kendall e do estimador de Sen mas não apresentou tendência estatisticamente significativa para o teste t de Student.

O coeficiente angular da temperatura máxima apresentou valores variando entre 0,021 a 0,059 °C por ano, para os meses de março e outubro, respectivamente, com um aumento médio anual de 0,38 °C por década (Tabela 1). A referida tendência corresponde a um aumento de 1,9 °C no período total analisado (1961 a 2011) que, por sua vez, corresponde a um aumento de 6,6% da temperatura máxima média anual (28,6 °C).

Lima et al. (2010) observaram, estudando o comportamento da temperatura do ar no nordeste setentrional analisando os dados de 24 estações meteorológicas, aumento na temperatura máxima anual para 8 estações sendo que algumas localidades, como Campina Grande, PB, e Mossoró, RN, apresentaram, a nível de 99% de probabilidade, aumento de 0,50 e 0,52 °C por década, respectivamente.

Em observações realizadas por Marengo & Camargo (2008) para o sul do Brasil entre os anos de 1960 a 2002, os autores constataram um aumento de 0,4 °C por década para a média anual sendo que as tendências de temperatura máxima variam de 0,4 a 0,9 °C por década, durante o verão e 0,6 a 0,8 °C por década, durante o inverno.

Silva (2004) verificou, analisando 19 estações meteorológicas localizadas no nordeste do Brasil, tendência estatisticamente significativa de aumento da temperatura máxima anual em 12 estações com aumentos de até 0,48 °C por década; neste mesmo estudo foram encontradas localidades nas quais ocorreu redução na temperatura máxima anual sendo que no município de Floresta, PE, a redução foi de 0,5 °C por década sendo significativa a nível de 0,01 de probabilidade.

Tendência crescente da temperatura mínima foi estatisticamente significativa a nível de 0,01 de probabilidade para todos os meses do ano e para a série anual. O coeficiente angular da temperatura mínima apresentou valores variando entre 0,024 a 0,043 °C por ano, para os meses de março e outubro, respectivamente, com aumento médio anual de 0,30 °C por década.

O aumento significativo da temperatura mínima já foi observado em vários estudos. Marengo & Camargo (2008) verificaram, para o sul do Brasil, que as estações do ano apresentam tendências positivas e significativas para a temperatura mínima média anual e mostram um aquecimento variando entre 0,5 e 0,8 °C por década.

No nordeste brasileiro tendências estatisticamente significativas de aumento da temperatura mínima anual foram observadas por Silva (2004). Comportamento semelhante da temperatura mínima no nordeste setentrional foi constatado por Lima et al. (2010) que encontraram tendência positiva e significativa em 14 das 24 estações estudadas.

Segundo Lima et al. (2012) uma das justificativas para essas alterações é atribuída às mudanças na superfície provocadas pela urbanização, visto que o processo de urbanização acarreta alterações na sua atmosfera as quais decorrem, em grande medida, de atividades antropogênicas, tais como a emissão de poluentes.

As alterações ambientais devidas ao crescimento das cidades possuem potencial de interferir diretamente na dinâmica do ambiente local, sobretudo na atmosfera. A temperatura possui relação direta com o novo arranjo da superfície como as atividades desenvolvidas na cidade. As descargas de poluentes e de materiais particulados na atmosfera urbana, a substituição de áreas verdes por edificações e asfalto e a construção de edifícios, entre outros, aumentam a capacidade em reter energia contribuindo para o aumento da temperatura.

A análise dos dados mostra que, na cidade de Catalão, a insolação não apresentou tendência significativa exceto para os meses de outubro e novembro (Tabela 2). Observa-se tendência de aumento estatisticamente significativo ($\alpha \leq 0,01$), para os três testes aplicados no mês de outubro enquanto no mês de novembro se observou redução significativa ($\alpha \leq 0,05$) para o teste t do coeficiente angular da regressão.

Apesar do aumento significativo no mês de outubro, não houve tendência para a insolação média anual, que apresentou redução.

Alencar et al. (2011) constataram tendência significativa de diminuição da insolação para os meses de janeiro, maio e dezembro, para a localidade de Viçosa; contudo, esses pesquisadores (2012) não observaram tendência da insolação para a localidade de Uberaba.

Em observações realizadas por Cordeiro (2010) entre os anos de 1950 a 2009 para o estado do Rio Grande do Sul,

Tabela 2. Testes estatísticos aplicados à insolação, umidade relativa e velocidade do vento para o período de 1961-2011

	Teste	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Anual
Insolação	Sen	-0,025	0,006	-0,032	-0,006	-0,018	-0,010	-0,004	0,000	0,018	0,035**	-0,030	-0,001	-0,004
	MK	-1,467	0,334	-1,709	-0,516	-1,628	-1,183	-0,496	-0,030	1,032	2,812**	-1,810	-0,061	-0,597
	β_1	-0,022	0,004	-0,023	0,000	-0,014	-0,009	-0,006	0,001	0,019	0,032**	-0,025*	-0,004	-0,004
Umidade relativa	Sen	-0,077	-0,183**	0,013	-0,103*	-0,130**	-0,070	-0,106**	-0,108	-0,056	-0,261**	-0,082	-0,126**	-0,117**
	MK	-1,256	-3,054**	0,376	-2,183*	-2,714**	-1,632	-2,751**	-1,816	-0,532	-2,696**	-1,256	-2,870**	-3,870**
	β_1	-0,063	-0,150**	0,005	-0,091**	-0,089*	-0,065	-0,097**	-0,083	-0,051	-0,178*	-0,063	-0,071	-0,083**
Velocidade do vento	Sen	0,008	0,006	0,005	0,003	0,004	-0,002	0,000	0,001	0,004	0,008	0,009	0,009	0,003
	MK	1,596	1,376	1,045	0,972	0,981	-0,669	0,046	0,229	0,825	1,247	1,302	1,862	0,514
	β_1	0,006	0,003	0,002	0,001	0,001	-0,004	-0,002	-0,001	0,002	0,005	0,008	0,007	0,002

Sen - Estimador de Sen; MK - Teste de Mann-Kendall; β_1 - Coeficiente angular da regressão; *Significativo a 0,05, **Significativo a 0,01

comprovou-se que houve uma redução da insolação anual e também nas quatro estações do ano sendo estatisticamente significativa a 0,01.

A umidade relativa do ar na região de Catalão apresentou declínio em sua tendência em todos os períodos analisados e, em geral, estatisticamente significativa a 0,01 ou 0,05. O único aumento observado ocorreu no mês de março, porém este aumento não foi estatisticamente significativo; os resultados encontrados nesta análise indicam tendência significativa à diminuição da umidade relativa para os meses de fevereiro, abril, maio, julho, outubro e dezembro e para a média anual.

A redução da umidade relativa é coerente com o aumento da temperatura máxima superior ao aumento da temperatura mínima. Este incremento superior da temperatura máxima aumenta o déficit de pressão de vapor reduzindo a umidade relativa.

Apenas para o mês de março, em que não houve diminuição da umidade relativa, o aumento da temperatura máxima (0,021 °C por ano) foi inferior ao aumento verificado pela temperatura mínima (0,028 °C por ano).

A maior redução da umidade foi observada para o mês de outubro (1,78% por década) correspondendo a uma diminuição de 8,9% no período total analisado (1961-2011) que equivale a uma redução de 13,9% da umidade relativa média (63,9%).

Comportamento semelhante foi observado para a localidade de Uberaba, por Alencar et al. (2012); no trabalho, os autores verificaram uma redução acentuada da umidade relativa para todos os meses do ano sendo que apenas os meses de janeiro, fevereiro e março não apresentaram tendência estatisticamente significativa; tal similaridade no comportamento pode ser explicada pela distância entre as duas localidades (180 km).

No nordeste brasileiro, Silva (2004) verificou diminuição da umidade relativa média anual em 16 estações, sendo que em 9 delas houve tendência estatisticamente significativa.

Na análise da série de dados de velocidade do vento observa-se que a série não apresenta tendência estatisticamente significativa para nenhum dos períodos analisados. No Brasil há poucos trabalhos sobre tendência na velocidade do vento (Alencar et al., 2011; 2012). McVicar et al. (2012) relatam que em vários estudos tem-se procurado entender as causas da dinâmica de evapotranspiração sem considerar as tendências da velocidade do vento (Golubev et al., 2001; Silva, 2004; Papaioannou et al., 2011). Isto é, implicitamente, os autores consideram que a velocidade do vento não apresenta tendência.

No Brasil, Alencar et al. (2012) observaram tendência estatisticamente significativa de aumento na velocidade do vento para os meses de abril, maio, junho e julho, em Uberaba, MG; uma redução foi observada por Alencar et al. (2011), para Viçosa-MG, que apresentou um decréscimo elevado na velocidade do vento, em todos meses.

A partir dos dados de evapotranspiração de referência diária foi calculada a evapotranspiração mensal e anual e analisada a variação da evapotranspiração de referência (ET_o) ao longo dos anos.

Os resultados do teste de Mann-Kendall, do estimador da inclinação de Sen e a regressão linear para as séries mensais e anual da ET_o, estão apresentados na Tabela 3. Aumentos e reduções da ET_o foram observados ao longo dos meses; sua maioria apresenta tendência de aumento à medida em que não houve tendência de declínio estatisticamente significativa.

Tabela 3. Testes estatísticos aplicados à evapotranspiração de referência para o período de 1961-2011

	Evapotranspiração de referência		
	Sen	MK	β_1
Jan	0,010	0,092	-0,004
Fev	0,245	1,761	0,205
Mar	-0,081	-0,642	-0,060
Abr	0,001	0,009	0,024
Maio	-0,012	-0,073	0,000
Jun	-0,017	-0,220	-0,029
Jul	0,090	1,623	0,060
Ago	0,090	1,201	0,083
Set	0,272*	2,201*	0,260*
Out	0,525**	3,558**	0,444**
Nov	0,011	0,101	0,024
Dez	0,283*	2,531*	0,197
Anual	1,434*	2,128*	1,204*

Sen - Estimador de Sen; MK - Teste de Mann-Kendall; β_1 - Coeficiente angular da regressão; *Significativo a 0,05, **Significativo a 0,01

A ET_o anual e dos meses de setembro, outubro e dezembro foram as únicas que apresentaram tendência de aumento estatisticamente significativo. Pelo coeficiente angular da regressão do mês de setembro observa-se um aumento da ordem de 2,6 mm por década sendo que este incremento está relacionado ao aumento da temperatura máxima e mínima. O aumento verificado para o mês de outubro foi o maior entre todos os meses (4,4 mm por década) sendo que no período analisado este aumento (22 mm) corresponde a 16,5% da média do mês (133 mm). Mencionado acréscimo superior aos outros meses, se deve ao aumento estatisticamente significativo das temperaturas máxima e mínima e da insolação, associadas ao declínio significativo da umidade relativa.

Alencar et al. (2012) encontraram valores próximos de aumento da ET_o, para o mês de outubro (4,1 mm por década), para a localidade de Uberaba porém não foi estatisticamente significativo.

O aumento da ET_o anual foi estatisticamente significativo, da ordem de 1,4 mm por ano, estimado pelo teste de Sen e 1,2 mm por ano, para o coeficiente angular da regressão.

Silva (2004) verificou, para o nordeste do Brasil, uma tendência estatisticamente significativa de aumento da ET_o em 8 estações. Alencar et al. (2012) verificaram, analisando a tendência da ET_o na localidade de Uberaba, para o período de 1975-2003, que houve um aumento da ET_o de 2,8 mm por ano, com significância de 1%.

Cordeiro (2010) observou, analisando a ET_o entre os anos de 1950 a 2009, para o estado do Rio Grande do Sul, uma redução da ET_o anual em 44 mm, estatisticamente significativa a 0,01.

O aumento da demanda evaporativa neste estudo mostrou ser distribuído de forma desigual já que este acréscimo não foi

observado em todos os meses. O aumento da temperatura, a redução da umidade relativa e consequentemente o aumento da ETo, na região de Catalão, GO, podem incrementar a demanda hídrica e impactar o crescimento, o desenvolvimento e a produtividade da agricultura local.

CONCLUSÕES

1. A evolução temporal da temperatura máxima e mínima para a localidade de Catalão, para o período compreendido entre os anos de 1961 a 2011, mostrou uma tendência de aumento estatisticamente significativo de 0,38 °C, por década, para a temperatura máxima anual.

2. As séries de dados de velocidade do vento não apresentaram tendência significativa sendo que para a insolação foi constatado um aumento significativo ($\alpha \leq 0,01$) apenas para o mês de outubro.

3. Tendências positivas de aumento da ETo foram significativas a 95% de probabilidade, pelo teste de Mann-Kendall, para os meses de setembro, outubro e dezembro e para a série anual, que apresentou aumento de 1,2 mm por ano.

4. Em geral, os resultados mostram um aumento na demanda de água das culturas agrícolas em grande parte dos meses.

LITERATURA CITADA

- Alencar, L. P.; Sedyama, G. C.; Mantovani, E. C.; Martinez, M.A. Tendências recentes nos elementos do clima e suas implicações na evapotranspiração da cultura do milho em Viçosa, MG. *Engenharia Agrícola*, v.31, p.631-642, 2011.
- Alencar, L.P.; Sedyama, G. C.; Wanderley, H.; Almeida, T. S.; Delgado, R. C.; Souza Vieira, G. H. Evolução temporal da evapotranspiração de referência e sua sensibilidade aos principais elementos climáticos na cidade de Uberaba-MG. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v.7, p.159-166, 2012.
- Allen, R. G.; Pereira, L. S.; Raes, D.; Smith, M. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements. Rome: FAO, 1998. 297p. FAO. Irrigation and Drainage Paper, 56
- Bandyopadhyay, A.; Bhadra, A.; Raghuwanshi, N.; Singh, R. Temporal trends in estimates of reference evapotranspiration over India. *Journal of Hydrologic Engineering*, v.14, p.508-515, 2009.
- Cordeiro, A. P. R. A. Tendências climáticas das variáveis meteorológicas originais, estimadas e das derivadas do balanço hídrico seriado do Rio Grande do Sul. Porto Alegre: UFRGS, 2010. 273p. Dissertação Mestrado
- Dinpashoh, Y.; Jhajharia, D.; Fakheri-Fard, A.; Singh, V. P.; Kahya, E. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology*, v.399, p.422-433, 2011.
- Espadafor, M.; Lorite, I. J.; Gavilán, P.; Berengena, J. An analysis of the tendency of reference evapotranspiration estimates and other climate variables during the last 45 years in Southern Spain. *Agricultural Water Management*, v.98, p.1045-1061, 2011.
- Golubev, V. S.; Lawrimore, J. H.; Groisman, P. Y.; Speranskaya, N. A.; Zhuravin, S. A.; Menne, M. J.; Peterson, T. C.; Malone, R. W. Evaporation changes over the contiguous United States and the former USSR: a reassessment. *Geophysical Research Letters*, v.28, p.2665-2668, 2001.
- Hobbins, M. T.; Ramirez, J. A.; Brown, T. C. Trends in pan evaporation and actual evapotranspiration across the conterminous US.: Paradoxical or complementary? *Geophysical Research Letters*, v.31, L13503, 2004.
- Huo, Z.; Dai, X.; Feng, S.; Kang, S.; Huang, G. Effect of climate change on reference evapotranspiration and aridity index in arid region of China. *Journal of Hydrology*, v.492, v.7, p.24-34, 2013.
- Kendall, M. G. Rank correlation methods. 4.ed. London: Charles Griffin, 1975. 196p.
- Liang, L.; Li, L.; Liu, Q. Temporal variation of reference evapotranspiration during 1961-2005 in the Taoer River basin of Northeast China. *Agricultural and Forest Meteorology*, v.150, p.298-306, 2010.
- Lima, R. A. F. A.; Menezes, H. E. A.; Brito, J. I. B. de. Diagnóstico de tendência de mudanças na temperatura do ar no nordeste setentrional. *Revista Caatinga*, v.23, p.117-124, 2010.
- Lima, R. A. F. de A.; Menezes, H. E. A.; Brito, J. I. B. de. Análise da variação das temperaturas mínimas para Cascavel - PR. *Revista Brasileira de Energias Renováveis*, v.1, p.1-21, 2012.
- Mann, H. B. Non-parametric test against trend. *Econometrika*, v.13, p.245-259, 1945.
- Marengo, J. A.; Camargo, C. C. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. *International Journal of Climatology*, v.28, p.893-904, 2008.
- McVicar, T. R.; Roderick, M. L.; Donohue, R. J.; Li, L. T.; Niel, T. G. V.; Axel, T.; Grieser, J.; Jhajharia, D.; Himri, Y.; Mahowald, N. M.; Mescherskaya, A. V.; Kruger, A. C.; Rehman, S.; Dinpashoh, Y. Global review and synthesis of trends in observed terrestrial near-surface wind speeds: Implications for evaporation. *Journal of Hydrology*, v.416-417, p.182-205, 2012.
- Modarres, R.; Silva, V. de P. R. da. Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran. *Journal of Arid Environments*, v.70, p.344-355, 2007.
- Papaiounou, G.; Kitsara, G.; Athanasatos, S. Impact of global dimming and brightening on reference evapotranspiration in Greece. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, v.116, p.D09107, 2011.
- Sen, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, v. 63, p.1379-1389, 1968.
- Sentelhas, P. C.; Gillespie, T. J.; Santos, E. A. Evaluation of FAO Penman-Monteith and alternative methods for estimating reference evapotranspiration with missing data in Southern Ontario, Canada. *Agricultural Water Management*, v.97, p.635-644, 2010.
- Silva, V. de P. R. da. On climate variability in Northeast of Brazil. *Journal of Arid Environments*, v.58, p.575-596, 2004.

- Some'e, B. S.; Ezani, A.; Tabari, H. Spatiotemporal trends and change point of precipitation in Iran. *Atmospheric Research*, v.133, p.1-12, 2012.
- Tabari, H.; Marofi, S. Changes of pan evaporation in the west of Iran. *Water Resource Management*, v.25, p.97-111, 2011.
- Tabari, H.; Marofi, S.; Aeni, A.; Talae, P. H.; Mohammadi, K. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran. *Agricultural and Forest Meteorology*, v.151, p.128-136, 2011.
- Villarini, G.; Smith, J. A.; Baeck, M. L.; Krajewski, W. F. Examining flood frequency distributions in the Midwest U.S. *Journal of the American Water Resources Association*, v.43, p.447-463, 2011.
- Wanderley, H. S.; Sediya, G. C.; Justino, F. B.; Alencar, L. P. de.; Delgado, R. C. Variabilidade da precipitação no Sertão do São Francisco, estado de Alagoas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.17, p.790-795, 2013.
- Xu, C.; Gong, L.; Jiang, T.; Chen, D. Decreasing reference evapotranspiration in a warming climate - A case of Changjiang (Yangtze) river catchment during 1970-2000. *Advances in Atmospheric Sciences*, v.23, p.513-520, 2006.
- Yin, Y.; Wu, S.; Chen, G.; Dai, E. Attribution analyses of potential evapotranspiration changes in China since the 1960s. *Theoretical and Applied Climatology*, v.101, p.19-28, 2010.