

若尔盖湿地潜在蒸散时空动态特征及影响因子

靳晓言^{1,2}, 陈艺冉³, 郭嘉琛^{1,2}, 罗登泽^{1,2}, 强皓凡^{1,2,4}

(1. 四川大学 水力学与山区河流开发保护国家重点实验室 水利水电学院,

成都 610065; 2. 南方丘区节水农业研究四川省重点实验室, 成都 610066;

3. 山东大学 材料科学与工程学院, 济南 250061; 4. 复旦大学 经济学院, 上海 200433)

摘要:潜在蒸散(ET_0)对水资源评价和气候变化均具有重要意义。利用若尔盖湿地及其周边 19 个气象站 1960—2015 年逐日气象资料,根据辐射修正的 Penman-Monteith 模型计算了湿地潜在蒸散量,采用累积距平、Mann-Kendall 检验、Pettitt 检验、Theil-Sen 趋势度、Hurst 指数等方法分析了蒸散变化规律,并对蒸散影响因子进行了主成分分析。结果表明:(1) 若尔盖湿地年 ET_0 均值为 625.3 mm,并以 4.89 mm/10 a 的速率显著上升($p < 0.01$),四季 ET_0 表现为夏季>春季>秋季>冬季。年、秋、冬 ET_0 分别在 1968 年($p < 0.01$),1997 年($p < 0.01$),2003 年($p < 0.1$)突变上升,春、夏两季未出现突变。(2) 湿地年均 ET_0 呈南部、东部边缘高、西北—东南一线较低的空间分布特征,且变化速率由东北向西南递减,其中西部班玛以北及南部马尔康、黑水之间地区 ET_0 呈缓慢下降趋势。(3) 湿地年 ET_0 的 Hurst 指数在 0.56~0.91 间,主要呈四周高、中部低的空间分布规律。未来湿地 ET_0 变化趋势以持续性增加为主,面积比例为 96.88%。(4) 气温上升是引起湿地 ET_0 增加的最主要原因,其次是日照时数的增加和相对湿度的降低。净辐射、风速和降水量的减少引起的 ET_0 减少被气温等其他因素作用所抵消。

关键词:若尔盖湿地; 潜在蒸散; Penman-Monteith 模型; 趋势分析; 时空变化

中图分类号:P467

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2019)01-0234-06

Temporal-Spatial Dynamic Characteristics and Impact Factors of Potential Evapotranspiration in Zoige Wetland

JIN Xiaoyan^{1,2}, CHEN Yiran³, GUO Jiachen^{1,2}, LUO Dengze^{1,2}, QIANG Haofan^{1,2,4}

(1. State Key Laboratory of Hydraulics and Mountain River Engineering, College of Water Resources and

Hydropower, Sichuan University, Chengdu 610065, China; 2. Provincial Key Laboratory of Water-Saving

Agriculture in Hilly Areas of South China, Chengdu 610066, China; 3. School of Materials Science and Engineering,

Shandong University, Jinan 250061, China; 4. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Potential evapotranspiration (ET_0) is of great significance for water resources assessment and climate change. Based on daily meteorological data of 19 weather stations in Zoige Wetland and its surrounding area from 1960 to 2015, ET_0 was calculated by the radiation-calibrated Penman-Monteith model. The temporal-spatial change characteristics of ET_0 were analyzed by cumulative departure, Mann-Kendall test, Pettitt test, Theil-Sen slope estimator and Hurst index, while the influencing factors of ET_0 were investigated by principal component analysis. The results showed that: (1) the average of annual ET_0 was 625.3 mm with a significant increasing trend of 4.89 mm/10 a ($p < 0.01$); The ET_0 of four seasons decreased in the sequence: summer>spring>autumn>winter; the annual, autumn and winter ET_0 showed a significant abrupt point in 1968 ($p < 0.01$), 1997 ($p < 0.01$) and 2003 ($p < 0.1$), respectively, while there was no mutation in spring and summer ET_0 ; (2) the average annual ET_0 was high in the southern and eastern edges and low along the northwest-southeast line with the changing rate decreasing from northeast to southwest, while ET_0 of the northern area to Banma and the region between Maerkang and Heishui showed a slowly decreasing trend; (3) the Hurst index of ET_0 ranged from 0.56 to 0.91, which mainly distributed high around the circum and low in the middle; the future change trend of ET_0 for the entire region is mainly towards a persistent

increase and this area accounts for 96.88% of the total; (4) the dominant reason for ET_0 increase was temperature increase, followed by sunshine duration increase and relative humidity decrease. The reduction of ET_0 caused by decrease of net radiation, wind speed and precipitation is offset by other factors.

Keywords: Zoige Wetland; potential evapotranspiration; Penman-Monteith model; trend analysis; temporal-spatial variation

蒸散是水文循环中十分重要的环节,是影响地区水热平衡的重要气候因子和参数^[1]。研究表明,每年蒸散进入大气的水分约占降水量的 2/3,蒸散是当前研究陆面—大气水文循环过程的重要内容之一^[2]。潜在蒸散(Potential Evapotranspiration, ET_0)既是水分循环的重要部分,也是能量平衡的重要部分,表示在一定气象条件下水分供应不受限制时,某一固定下垫面能达到的最大蒸散量,也称参考作物蒸散量,是评价某一地区干旱程度、研究作物需水及指导灌溉的重要因子^[3]。目前估算 ET_0 的方法大体分为:Penman-Monteith 法、温度估计法、辐射能量法、质量传导法和水平衡法等^[4]。其中,1998 年由联合国粮农组织(FAO)推荐的 Penman-Monteith 模型综合了空气动力学和太阳辐射等关键因素的影响,具有良好的水文气象物理基础,在全球范围应用广泛^[5]。

黄河源区地处青藏高原东北部,近年来该区域主河道断流、水土流失、草地生态系统持续退化、土地沙化及荒漠化日趋严重,该区域的蒸散一直是国内外研究热点^[6]。其中,位于源区东缘的若尔盖湿地是黄河源区重要的水源涵养地,素有黄河“蓄水池”之称,每年供给黄河源超过 30% 的径流量^[7],同时是高原面积最大、最典型的高寒沼泽湿地,其主导功能是水源涵养,并具有径流调节、生物多样性保护、水土保持、沙化控制、调节局部区域小气候、环境自净及固碳等辅助生态功能^[8]。近年来,由于人类活动和自然因素的双重作用,湿地逐渐退化,沙漠化面积与强度明显增加,环境不断恶化^[9]。

目前专门针对若尔盖湿地潜在蒸散的研究较少,且主要集中于 ET_0 总体变化趋势与气象因素单因子分析^[1,10],未对该区 ET_0 时空分布与季节变化进行较为系统的研究。本文基于辐射修正的 Penman-Monteith 模型^[11],采用累积距平、Mann-Kendall 检验、Pettitt 检验、Theil-Sen 趋势度、Hurst 指数和主成分分析等对 1960—2015 年若尔盖湿地潜在蒸散时空变化及影响因子进行分析。研究对湿地水资源的科学管理和脆弱生态环境恢复具有积极意义。

1 研究区域与数据

1.1 研究区概况

若尔盖湿地(32°20'—34°00'N, 101°36'—103°30'E)

地处青藏高原东缘,隶属四川省若尔盖县、红原县和阿坝县,以及甘肃省的玛曲县和碌曲县等,是我国特有的沼泽分布区,还是全球面积最大的高原湿地,生态研究意义重大。该区域属大陆性高原气候,寒冷湿润,霜冻期长,日温差大,平均海拔 3 500 m,年均降水量 600~800 mm,年平均气温 1℃左右^[12]。

1.2 数据来源

本文数据来源于中国气象数据共享服务网(<http://cdc.cma.gov.cn/home.do>),包括若尔盖湿地及周边地区共 19 个气象站 1960—2015 年逐日气象资料,即降水量(P)、最高气温(T_{\max})、最低气温(T_{\min})、平均气温(T_{mean})、相对湿度(RH),10 m 风速(U_{10})、大气压强(p)和日照时数(n)。

2 研究方法

2.1 Penman-Monteith 模型

前人研究表明,P-M 模型计算结果与黄河上游地区蒸发皿实测值之间存在良好的相关性,采用 P-M 模型计算 ET_0 是可行的^[13]。计算公式如下^[14]:

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} U_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34U_2)} \quad (1)$$

式中: Δ 为饱和水汽压曲线斜率(kPa/℃); γ 为干湿计常数(kPa/℃); U_2 为 2 m 高处风速(m/s); R_n 为净辐射(MJ/m²); G 为土壤热通量(MJ/m²); T 为平均气温(℃); e_s 和 e_a 分别为饱和水汽压和实际水汽压(kPa)。除净辐射 R_n 应进行地区校正外^[11],各变量根据 FAO 方法计算^[14]。本文采用 Yin 等辐射修正的经验系数计算 R_n ^[11],公式如下:

$$R_n = 0.77 \times \left(0.2 + 0.79 \frac{n}{N} \right) R_{\infty} - \sigma \left[\frac{T_{\max,k}^4 + T_{\min,k}^4}{2} \right] \\ (0.56 - 0.25\sqrt{e_a}) \left(0.1 + 0.9 \frac{n}{N} \right) \quad (2)$$

式中: σ 为 Stefan-Boltzmann 常量[$(4.903 \times 10^{-9} \text{ MJ}/(\text{K}^4 \cdot \text{m}^2))$]; n 为实际日照时数(h); N 为最大日照时数(h); R_{∞} 为晴天辐射(MJ/m²); $T_{\max,k}$, $T_{\min,k}$ 分别为最高和最低气温(K)。

2.2 数据分析方法

本文采用 Theil-Sen 趋势度、累积距平和 Mann-Kendall 检验法分析 ET_0 趋势变化,采用 Pettitt 检验^[15]确定突变时间,对 ET_0 变化的强度、置信度、趋

势度和 Hurst 指数进行反距离权重插值(IDW)分析其空间分布,并通过主成分分析法(PCA)研究各气象因子对 ET_0 的影响。

2.2.1 Mann-Kendall 趋势检验法 Mann-Kendall (M-K)趋势检验法是一种非参数统计检验,不需要样本服从一定的分布,同时也不受少数异常值的干扰,更适用于类型变量和顺序变量,适用于水文、气象等非正态分布的数据。本文时间序列数据(x_1, x_2, \dots, x_n)是样本容量 $n=56$ 的随机变量,其正态分布的 M-K 统计值定义如下^[16]:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (3)$$

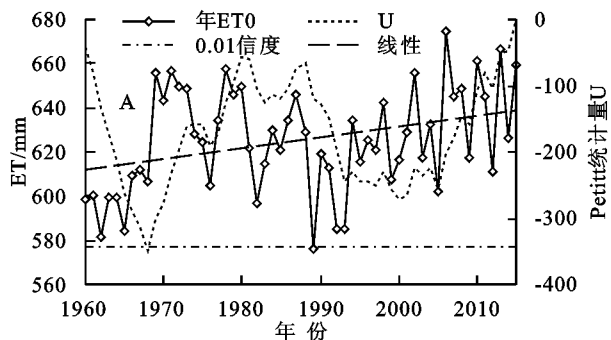
式中: $S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{k=i+1}^n \text{sgn}(x_k - x_i)$; $x_k - x_i$ 小于、等于或大于 0 时, $\text{sgn}(x_k - x_i)$ 分别为 -1; 0; 1; 方差 $\text{var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$ 。统计量 Z 为正值表示增加趋势,负值表示减小趋势; Z 绝对值分别大于等于 1.28, 1.64, 2.32 时分别表示通过 $p < 0.1, p < 0.05, p < 0.01$ 信度检验。

2.2.2 累积距平 累积距平法是一种常用的用曲线直观判断因素变化趋势的方法,同时可根据曲线变化情况判断因素变化的阶段性特征^[17]。对于序列 x , 某一时刻 t 的累积距平值表示为:

$$\hat{x}_t = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}) \quad (t=1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

其中: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 。将 n 个时刻的累积距平值全部算出,即可绘出累积距平曲线作趋势分析。

2.2.3 Theil-Sen 趋势度 ET_0 的年际变化率由 Theil-Sen 趋势度来表示,该方法可以减少数据异常值的影响,是一种稳健的非参数统计趋势计算方法,其计算公式为^[18]:



$$\beta = \text{median} \left(\frac{x_k - x_i}{k - i} \right) \quad (4)$$

式中: $1 < i < k < n$; x_i, x_k 分别为 i, k 时刻对应的值; n 为样本个数; median 为中值函数。

2.2.4 R/S 分析法与 Hurst 指数 R/S 分析法又称为重标极差分析法,最早由水文学家 Hurst^[19] 提出,其利用极差和标准离差的比值与时滞参数的幂指数关系通过最小二乘法估算得到的 Hurst 指数(H)可定量描述时间序列数据的可持续性,近年来得到了广泛应用^[20]。 $0 \leq H < 0.5$ 表明系统是反持续性时间序列,即未来气候变化的总体趋势与过去相反,且 H 越小,反持续性越强; $H = 0.5$ 表明系统是随机时间序列,即未来气候变化的总体趋势与过去无关; $0.5 < H \leq 1$ 表明系统是持续性时间序列,即未来气候变化的总体趋势与过去一致,且 H 越大,持续性越强。

3 结果与分析

3.1 若尔盖湿地潜在蒸散年际变化特征

由图 1A 可知,1960—2015 年若尔盖湿地年 ET_0 均值为 625.3 mm,其中最小值出现在 1989 年,为 576.3 mm,最大值出现在 2006 年,为 674.8 mm,极差为 98.5 mm; Theil-Sen 趋势度表明,年 ET_0 以 4.89 mm/10 a 的速率显著上升(MK 检验 $Z = 2.39, p < 0.01$)。Pettitt 突变检验表明,年 ET_0 于 1968 年发生突变($p < 0.01$),突变前(1960—1967 年)多年平均 ET_0 为 598.1 mm/a,突变后(1968—2015 年)增至 629.8 mm/a,增幅为 5.3%。由图 1B 累积距平检验表明,湿地年 ET_0 总体呈“低—高一低—高”变化趋势,4 个阶段分别为 1960—1968 年、1969—1980 年、1981—2000 年和 2001—2015 年,各阶段年平均 ET_0 为 598.9, 641.5, 616.7, 639.5 mm。其中 1968 年既是转折点也是突变点(通过 0.01 信度检验),1980 年和 2000 年只是转折点而非突变点(未通过显著性检验)。

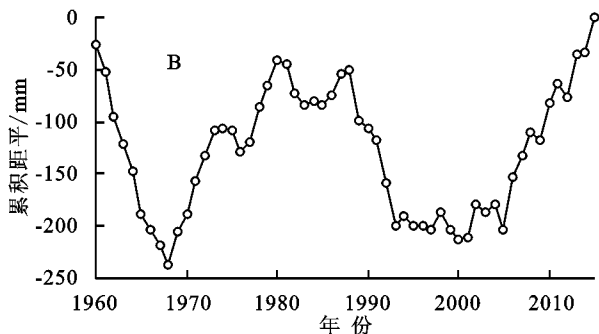


图 1 若尔盖湿地年际 ET_0 变化与累积距平曲线

季节变化上(图 2),夏季 ET_0 均值最大,为 248.2 mm,其次为春季 188.5 mm,秋季 125.5 mm 和冬季 63.2 mm,依次约占全年 ET_0 的 39.69%, 30.14%,

20.07% 和 10.10%。趋势变化上,各季 ET_0 均呈上升趋势,其中秋季上升最明显,速率为 1.84 mm/10 a ($Z = 3.57, p < 0.01$),其次依次为:夏季 1.73 mm/10 a

($Z=1.25$, 不显著), 春季 $0.96\text{ mm}/10\text{ a}$ ($Z=1.16$, 不显著), 冬季 $0.73\text{ mm}/10\text{ a}$ ($Z=1.45$, $p<0.1$)。Pettitt 突变检验表明, 秋季 ET_0 于 1997 年发生突变 ($p<0.01$), 突变前年均 ET_0 为 $123.3\text{ mm}/\text{a}$, 突变后

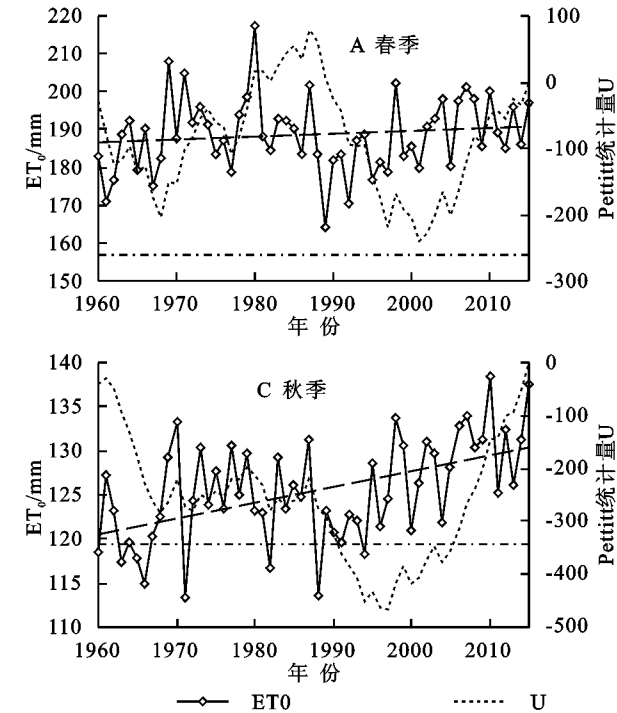


图 2 若尔盖湿地各季 ET_0 及 Pettitt 突变检验

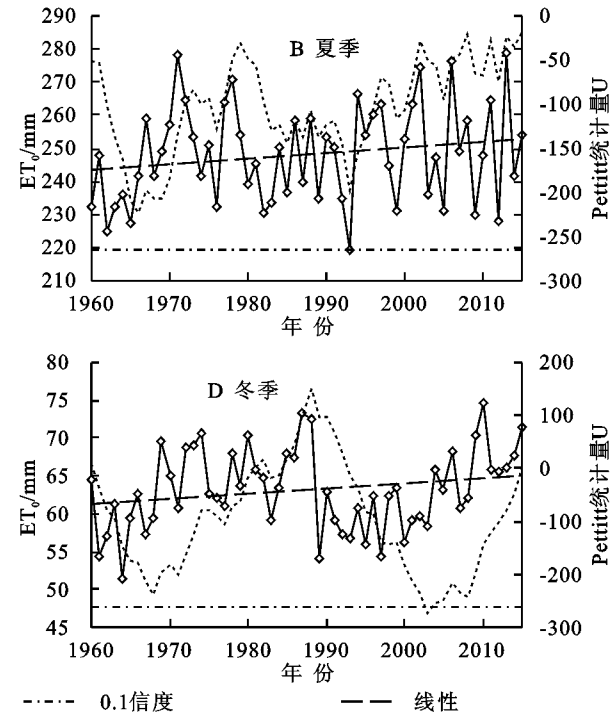
3.2 若尔盖湿地潜在蒸散空间分布及趋势变化

由于自然地理环境的空间异质性,若尔盖湿地不同空间位置的 ET_0 表现出不同大小与变化趋势。由图 3A, 1960—2015 年若尔盖湿地年均 ET_0 空间分布在 $580.9\sim672.2\text{ mm}$ 变化, 高值主要分布在湿地南部及东部边缘, 低值主要分布在湿地中部的若尔盖 (596.2 mm) 与红原 (591.3 mm)、西部的久治 (580.9 mm) 和东南部的松潘 (583.9 mm) 等地, 整体呈南部、东部边缘高、西北—东南一线较低的空间分布特征。

利用 MK 检验分析 ET_0 年际变化趋势(图 3B)可知, 湿地 ET_0 变化总体呈东北高、西南低的趋势。阿坝—红原以北地区变化最为显著, 呈明显增高趋势; 松潘一带 ET_0 变化并不明显, 呈不显著的缓慢上升趋势; 西部班玛以北及南部部分地区 ET_0 呈减少趋势且变化不显著。

图 3C 为利用 Theil-Sen 趋势度方法获取的湿地 ET_0 时空变化趋势, 所得结果与 MK 方法(图 3B)相似, 均呈由东北向西南递减趋势。趋势度 β 在 $-0.35\sim3.14\text{ mm}/\text{a}$ 变化, 区域内迭部站 ET_0 上升速率最大, 为 $3.14\text{ mm}/\text{a}$; 松潘站 ET_0 上升速率最小, 为 $0.34\text{ mm}/\text{a}$ 。东北部迭部—玛曲—若尔盖地区 ET_0 明显增高 ($1.0\sim3.0\text{ mm}/\text{a}$), 是全区变化最明显的区域; 中部久治—阿坝—红原—松潘一带及碌曲周边

增至 $129.8\text{ mm}/\text{a}$, 增幅为 5.3% 。冬季 ET_0 于 2003 年发生突变 ($p<0.1$), 突变前年均 ET_0 为 $62.3\text{ mm}/\text{a}$, 突变后增至 $66.1\text{ mm}/\text{a}$, 增幅为 6.2% 。春、夏两季未出现突变。



ET_0 缓慢上升 ($0\sim1.0\text{ mm}/\text{a}$); 西部班玛以北及南部马尔康、黑水之间地区 ET_0 呈缓慢下降趋势。

3.3 若尔盖湿地潜在蒸散未来变化趋势

为分析若尔盖湿地 ET_0 变化的未来趋势, 进一步计算了 ET_0 的 Hurst 指数(图 4)。结果表明: 若尔盖湿地年 ET_0 的 Hurst 指数在 $0.56\sim0.91$, 主要呈四周高、中部低的空间分布规律, 均值为 0.68 , 说明未来湿地 ET_0 总体变化和近 56 a 变化呈持续性。为揭示 ET_0 未来的变化及其持续性, 将其变化趋势结果(图 3B,C)与 Hurst 指数结果(图 4)进行叠加分析^[20], 得到变化趋势与持续性的耦合(表 1)。湿地内 ET_0 持续增加的面积比为 96.88% , 其中显著增加区域主要在久治—红原—若尔盖以北(I 区); 轻微增加区域主要集中在阿坝与松潘一带(II 区)。西部班玛以北及南部马尔康、黑水之间地区 ET_0 将持续轻微减少(III 区)。

3.4 若尔盖湿地潜在蒸散变化的影响因子分析

为分析影响湿地 ET_0 变化的气候因子, 选取了最高气温、最低气温、平均气温、风速、相对湿度、净辐射、日照时数、降水量 8 个气象因子进行了主成分分析。根据主成分对应的特征值大于 1 且主成分累计贡献率 $\geq 85\%$ 的原则^[1], 提取了前 3 个主成分(累计贡献率达 86.5%)。主成分的载荷矩阵见表 2, 载荷

系数代表各主成解释指标变量方差的程度。

第一主成分的方差贡献率最大,为 48.05%,该主成分反映了影响 ET_0 上升的最主要气候因子。第一主成分主要在平均气温、最高气温和最低气温 3 个因子上载荷较大,且分别以 $0.28^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ 、 $0.27^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ 和 $0.36^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ 的趋势显著上升($p<0.01$),说明温度上升是 ET_0 增加的主要原因,这是因为气温上升,将引起下垫面水分运动加快,并促进植被蒸腾。这说明在全球变暖的大背景下,气温的升高已经开始对区域蒸散产生影响。气温 Hurst 指数均在 0.9 以上,未来湿地暖干化趋势将持续加重。

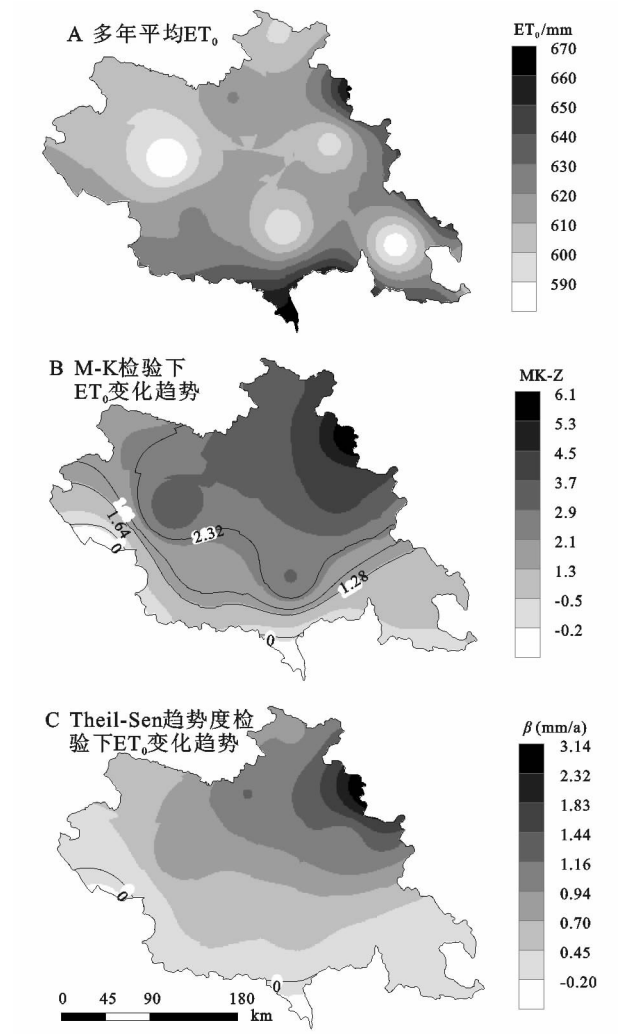


图 3 若尔盖湿地 ET_0 空间分布特征

第二主成分方差贡献率为 25.06%,是次重要影响因素。该主成分在日照时数、相对湿度和净辐射 3 个因子上负载较大,其中日照时数、净辐射载荷系数均为正,即日照时数和净辐射增加可以增加 ET_0 ,这是因为日照时数越长,辐射越强,则地温升高,促进水热交换。计算表明,日照时数以 $1.26\text{ h}/10\text{ a}$ 的趋势显著增加($p<0.01$)而净辐射下降趋势不明显,因

此第二主成分中净辐射下降导致的 ET_0 减少作用被抵消。而相对湿度以 $-0.40\%/10\text{ a}$ 趋势显著降低($p<0.01$)且荷载系数为负,促进蒸散。

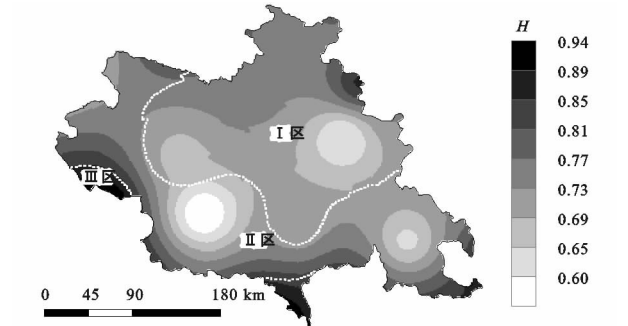


图 4 若尔盖湿地 ET_0 的 Hurst 指数空间分布

表 1 若尔盖湿地 ET_0 预测类型统计

区域	β	$ Z $	H	ET_0 预测类型	面积比/%
I 区	$\beta>0$	$ Z >2.32$	$H>0.5$	持续显著增加	49.53
II 区	$\beta>0$	$ Z \leq 2.32$	$H>0.5$	持续轻微增加	47.35
III 区	$\beta<0$	$ Z \leq 2.32$	$H>0.5$	持续轻微减少	3.12

第三主成分方差贡献率为 13.39%,该主成分在降水和风速上载荷较大,载荷系数均为正表明降水和风速增大有利于 ET_0 的增加,这是由于降水增加会引起可供蒸散的土壤水分增多、下垫面供水能力提高,而风速增大则利于大气中水汽扩散与热能传递,促进蒸散。近 56 a 风速以 $-0.04\text{ m}/(\text{s}\cdot 10\text{ a})$ 趋势显著减小($p<0.01$),降水不显著减少,但两者变化引起的 ET_0 减少作用被气温等其他因素作用所抵消。

表 2 气候影响因子主成分分析与变化趋势

气象因子	主成分 1	主成分 2	主成分 3	$\beta/(10\text{ a})$	Z	H
$T_{\text{max}}/^{\circ}\text{C}$	0.963	0.061	-0.097	0.27	5.03**	0.95
$T_{\text{min}}/^{\circ}\text{C}$	0.825	-0.347	0.283	0.36	6.54**	0.94
$T_{\text{mean}}/^{\circ}\text{C}$	0.966	-0.177	0.084	0.28	6.43**	0.98
$U_2/(\text{m}\cdot\text{s}^{-1})$	-0.241	0.518	0.634	-0.04	-2.55**	0.99
RH/%	-0.616	-0.755	0.033	-0.40	-2.49**	0.64
N/h	0.193	0.792	0.304	1.26	1.29*	0.84
P/mm	-0.155	-0.514	0.681	-3.83	-0.79	0.58
$R_n/(\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2})$	0.014	0.694	-0.123	-0.01	-0.53	0.55

注:*,**分别表示通过 0.1、0.01 信度检验。

4 讨论

本文利用日值气象资料,基于辐射校正的 Penman-Monteith 模型分析了 1960—2015 年若尔盖湿地潜在蒸散的变化规律,计算方法合理,揭示了近年来湿地的气候变化情况。湿地年 ET_0 均值为 625.3 mm ,低于王建兵等^[1](761.3 mm)的研究结果。一方面是由计算年限及站点差异所致,另一方面是因为本文采用了辐射校正的 P-M 模型,而未经校正的计算结果普遍偏高^[11]。年 ET_0 以 $4.89\text{ mm}/10\text{ a}$ 的速率显著上升

($p < 0.01$), 与杜家强等^[13] 研究结果一致。未来湿地气温与蒸散仍将持续增高, 暖干化趋势明显, 表现出与青藏高原主体湿润化趋势不同^[21], 亦与湿地北部、同处黄河上游的贵德一带 ET_0 减少趋势不同^[13]。降水减少而蒸散增加, 将加剧地表水分亏缺, 导致作物受旱面积扩大, 病虫害加重, 加剧湿地退化和沙漠化, 因此必须采取措施提高湿地应对干旱化的能力。值得注意的是, 区域内西部班玛以北及南部马尔康、黑水之间局部地区 ET_0 呈下降趋势, 说明在相同气候背景下, 不同地理位置呈现出不同的干湿变化趋势, 进而对水资源利用与生态环境保护也会产生不同影响。

主成分分析表明, 气温上升是引起湿地 ET_0 增加的最主要原因, 其次是日照时数的增加和相对湿度的降低。虽然本文中风速、降水等因子对 ET_0 的影响较气温弱, 但这些因子之间及其与 ET_0 之间的关系是复杂的, 大气环流、季风、植被、地形以及人类活动^[22] 对其产生的影响还需要进一步探讨。此外, 除气温、净辐射、相对湿度和降水等 8 个因子外, 还有其他因子可以间接影响潜在蒸散, 如云量、气溶胶浓度等^[23], 未来还需深入分析。

5 结论

(1) 1960—2015 年若尔盖湿地年 ET_0 均值为 625.3 mm, 并以 4.89 mm/10 a 的速率显著上升 ($p < 0.01$), 四季 ET_0 表现为夏季 > 春季 > 秋季 > 冬季。年、秋、冬 ET_0 分别在 1968 年 ($p < 0.01$), 1997 年 ($p < 0.01$), 2003 年 ($p < 0.1$) 发生突变上升, 春、夏两季未出现突变。

(2) 湿地年均 ET_0 呈南部、东部边缘高、西北—东南一线较低的空间分布特征, 且变化速率呈由东北向西南递减趋势, 其中西部班玛以北及南部马尔康、黑水之间地区 ET_0 呈缓慢下降趋势。

(3) 湿地年 ET_0 的 Hurst 指数在 0.56~0.91, 主要呈四周高、中部低的空间分布规律。未来湿地 ET_0 变化趋势以持续性增加为主, 面积比例为 96.88%。

(4) 气温上升是引起湿地 ET_0 增加的最主要原因, 其次是日照时数的增加和相对湿度的降低。净辐射的下降、风速和降水量的减少引起的 ET_0 减少被气温等其他因素作用所抵消。

参考文献:

[1] 王建兵, 王素萍, 汪治桂. 1971—2010 年若尔盖湿地潜在蒸散量及地表湿润度的变化趋势[J]. 地理科学, 2015, 35(2): 245-250.

[2] 张小磊, 杨梅学. 基于 GAME-Tibet IOP 的青藏高原蒸散研究[J]. 地理科学, 2010, 30(6): 929-935.

[3] 尹云鹤, 吴绍洪, 戴尔阜. 1971—2008 年我国潜在蒸散时空

演变的归因[J]. 科学通报, 2010, 55(22): 2226-2234.

[4] 朱国锋, 何元庆, 蒲焘, 等. 1960—2009 年横断山区潜在蒸发量时空变化[J]. 地理学报, 2011, 66(7): 905-916.

[5] 梁丽乔, 李丽娟, 张丽, 等. 松嫩平原西部生长季参考作物蒸散发的敏感性分析[J]. 农业工程学报, 2008, 24(5): 1-5.

[6] 刘蓉, 文军, 王欣. 黄河源区蒸散发量时空变化趋势及突变分析[J]. 气候与环境研究, 2016, 21(5): 503-511.

[7] 李志威, 王兆印, 张晨笛, 等. 若尔盖沼泽湿地的萎缩机制[J]. 水科学进展, 2014, 25(2): 172-180.

[8] 张秋劲. 若尔盖国家级生态功能保护区可持续发展研究[D]. 成都: 四川大学, 2004.

[9] 李斌, 董锁成, 江晓波, 等. 若尔盖湿地草原沙化驱动因素分析[J]. 水土保持研究, 2008, 15(3): 112-120.

[10] 刘佳, 陈超, 秦宁生, 等. 青藏高原若尔盖生态区水资源对气候变化的响应[J]. 冰川冻土, 2016, 38(2): 498-508.

[11] Yin Y H, Wu S H, Zheng D, et al. Radiation calibration of FAO56 Penman-Monteith model to estimate reference crop evapotranspiration in China[J]. Agric Water Manage, 2008, 95: 77-84.

[12] 李志威, 孙萌, 游宇驰, 等. 若尔盖高原实际蒸散量变化规律研究[J]. 生态环境学报, 2017, 26(8): 1317-1324.

[13] 杜加强, 舒俭民, 刘成程, 等. 黄河上游参考作物蒸散量变化特征及其对气候变化的响应[J]. 农业工程学报, 2012, 28(12): 92-100.

[14] Allen R G, Pereira L S, Raes D, et al. Crop evapotranspiration-guidelines for computing crop water requirements-FAO irrigation and drainage paper 56[M]. Rome: Fao-Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1998.

[15] Pettitt A N. A non-parametric approach to the change point problem[J]. Applied Statistics, 1979, 28(2): 126-135.

[16] Kendall M G. Rank correlation methods[M]. London: Griffin, 1970.

[17] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 北京: 气象出版社, 1999.

[18] 袁丽华, 蒋卫国, 申文明, 等. 2000—2010 年黄河流域植被覆盖的时空变化[J]. 生态学报, 2013, 33(24): 7798-7806.

[19] Hurst H E, Black R P, Simika Y M. Long-term Storage: An experimental study[M]. London: Constable, 1965.

[20] 邓兴耀, 姚俊强, 刘志辉, 等. 2000—2014 年天山山区蒸散发时空动态特征[J]. 水土保持研究, 2017, 24(4): 266-273.

[21] 毛飞, 唐世浩, 孙涵, 等. 近 46 年青藏高原干湿气候区动态变化研究[J]. 大气科学, 2008, 32(3): 499-507.

[22] 吕晓蓉, 王学雷. 湖北省潜在蒸散量的时空变化及其影响因子分析[J]. 华中师范大学学报: 自然科学版, 2016, 50(5): 764-769.

[23] 戴洋, 罗勇, 王长科, 等. 1961—2008 年若尔盖高原湿地的气候变化和突变分析[J]. 冰川冻土, 2010, 32(1): 35-42.