雅砻江流域 1961-2017 年气候干湿变化特征

魏榕1,2,刘冀1,2,李世俊3,韩海3,覃巍3,朱叶峰3

(1.三峡大学 水利与环境学院, 湖北 宜昌 443002; 2.水资源安全保障湖北省协同创新中心,

武汉 430072; 3.重庆梅溪河流域水电开发有限公司,重庆 404600)

摘 要:为了研究雅砻江流域的干湿状况,旨在为该地区气候区划和农业生产布局提供科学依据。利用 1961—2017 年雅砻江流域及周边 16 个气象站的逐月气象资料,使用 FAO Penman-Monteith 公式计算了研究区域的潜在蒸散量,进而求得干湿指数,并通过气候倾向率、Mann-Kendall(M-K)趋势检验以及突变检验等方法,分析了雅砻江流域干湿状况时空变化特征及空间差异。结果表明:近57 年来,雅砻江流域干湿指数略有上升趋势,变化倾向率为0.002/10 a;年内干湿指数总体上呈单峰变化,峰值出现在6—9月;空间上,干湿指数自下游向上游先减小后增加,高值中心位于下游的康定和越西站,低值中心位于中游的甘孜和新龙站;根据 M-K 趋势分析,雅砻江流域下游除西昌站外干湿指数呈显著下降趋势,中上游除清水河、石渠外呈显著上升趋势,整个流域约69.41%的地区呈显著上升趋势;根据 M-K 突变分析,雅砻江流域干湿指数分别在1977年、2005年发生了从干到湿、从湿到干的突变;干湿指数与平均气温、相对湿度、平均风速和降水量呈正相关,与日照时数和潜在蒸散量呈负相关,与相对湿度的相关系数最大。

关键词:雅砻江流域;干湿指数;时空变化;Penman-Monteith

中图分类号:P467

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2020)02-0193-07

Characteristics of Dry and Wet Change of Climate in the Yalong River Basin During the Period 1961—2017

WEI Rong^{1,2}, LIU Ji^{1,2}, LI Shijun³, HAN Hai³, QIN Wei³, ZHU Yefeng³

(1. College of Hydraulic and Environmental Engineering, China Three Gorges University, Yichang,

Hubei 443002, China; 2. Water Resources Security Protection Collaborative Innovation Center of Hubei Province,

Wuhan 430072, China; 3.Chongqing Meixi River Basin Hydropower Development Co., Ltd., Chongqing 404600, China)

Abstract: In order to study the dry and wet conditions of the Yalong River Basin, to provide a scientific basis for the climate division and agricultural production layout in the region, based on the monthly data of 16 meteorological stations in the Yalong River Basin and its surrounding areas during the period 1961—2017, the potential evapotranspiration and dry-wet index of the study area were calculated using the FAO Penman-Monteith formula. The methods including climate tendency rate, Mann-Kendall (M-K) trend test and mutation test were used to analyze the spatial and temporal variations and spatial differences in dry and wet conditions in the Yalong River Basin. The results show that the dry-wet index of the Yalong RiverBasin slightly increased in the past 57 years with a change tendency rate of 0.002/decade; the dry-wet index showed a unimodal seasonality peaking from June to September; spatially, the dry-wet index decreased and then increased from the downstream to the upstream, the highest value was observed at Kangding and Yuexi stations in the downstream section, while the lowest was found at Ganzi and Xinlong stations in the midstream section; the M-K trend analysis suggests that the dry-wet index in the downstream of Yalong River Basin significantly decreased except Xichang station; the the dry-wet indoces of the middle and upper reaches showed a significant increaseing trend except Qingshuihe and Shiqu stations; overall, the dry-wet indices showed the significantly increasing trend over around 69.41% of the basin; according to the M-K mutation analysis, the dry-wet indices in Yalong River Basin abruptly changed from dry to wet conditions in 1977, and from wet to

收稿日期:2019-05-30

修回日期:2019-06-12

资助项目:国家自然科学基金"区域抗旱自适应能力形成机制与定量评估方法研究"(51709151)

第一作者:魏榕(1996—),男,福建厦门人,硕士研究生,研究方向为水文学与水资源研究。E-mail:649179417@qq.com

通信作者:刘冀(1980—),男,河北保定人,博士,副教授,主要从事流域水文模拟与防洪调度研究。E-mail,liuji@ctgu.edu.cn

dry conditions in 2005; the dry-wet indices are positively correlated with average temperature, relative humidity, average wind speed and precipitation, and are negatively correlated with sunshine hours and potential evapotranspiration, the correlation coefficient between dry-wet index and relative humidity is the greatest.

Keywords: Yalong River Basin; dry-wet index; spatiotemporal variation; Penman-Monteith

旱涝作为最严重的自然灾害之一,对区域农业、 水资源和环境造成巨大的影响,世界许多国家都饱受 其害。21世纪以来全球气候变暖趋势日益加重,极 端气候频繁发生[1],因此对于干湿气候的研究受到了 广泛关注。区域的干湿状况主要体现在大气水分收 支的变化,即降水量和潜在蒸散量的变化[2],近年来 已有众多学者对国内外众多区域的气象干湿变化特 征进行过分析。徐一丹等[3]利用 PDSI 指数研究了 辽宁省干湿演变趋势;胡甲秋等[4]利用多尺度 SPI 指 数分析了广西省干湿特征与未来变化趋势;部分学 者[5-7]利用 UNEP 指数研究干湿变化。干湿指数作 为一个能够综合考虑水分收入项(降水)和支出项(潜 在蒸散)的气候指标,能较为客观地反映区域的干湿 状况。罗青红等[8]利用干湿指数分析了新疆甘家湖 干湿指数变化趋势;曹岩等[9]利用干湿指数研究了近 45 a 云南滇中地区干湿状况的变化特征; 刘劲龙 等[10]利用干湿指数分析了四川盆地的气候干湿变化 趋势。雅砻江流域地处中国西南地区,水能资源丰 富,是南水北调西线工程的水源区,针对该地区的干 湿演变特征,苏秀程[11]、王允[12]等利用干湿指数研 究了 1961-2011 年西南多省的气候干湿时空变化特 征,发现西南地区相对湿润,略有变干的趋势,而针对 雅砻江流域尺度的长时间序列的气候干湿变化研究 鲜有报道。本文基于 1961-2017 年气候数据,采用 M-K 趋势分析法揭示雅砻江流域干湿变化的时空分 布特征,对于掌握该流域的气候干湿状况和规律,水 资源的合理利用具有重要的现实意义。

1 研究区概况及数据来源

1.1 研究区概况

雅砻江是金沙江第一大支流,流域介于东经 96° 52'-102°48',北纬 26°32'-33°58',干流全长 1 571 km,流域面积 13.6 万 km²,流域 85.51%位于四川境内,河口多年平均流量为 1 860 m³/s。流域形状与柳叶相似,由于受当地地貌的影响,流域内的水系呈羽状分布,流域位置及站点分布见图 1。

雅砻江流域因地形高差与南北纬度变化较大,导致流域气候十分复杂,北部属大陆性气候,寒冷干燥,四季不明显;流域中部和南部属亚热带气候,雨热同期,降水充足,气温随高度的增加而减少。

1.2 数据来源

选取雅砻江流域内的 10 个气象站及周边的 6 个气象站 1961 年 1 月—2017 年 12 月的月平均气温、月平均最高气温、月平均最低气温、月相对湿度、月平均风速、月日照时数和月降水量资料,数据资料来源于中国气象数据网(http://data.cma.cn/),对于缺失数据,采用多年平均插补的方法补全,以确保数据的连续性和完整性。

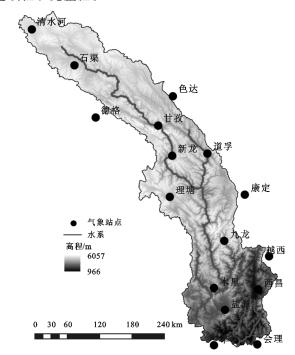


图 1 雅砻江流域地理位置及站点分布

2 研究方法

2.1 干湿指数和潜在蒸散量

干湿指数可以对研究区域的干湿状况进行量化,能更加直观地描述地区的干湿状况[13],其定义方程为:

$$W = P/ET_0 \tag{1}$$

式中:W 为干湿指数;P 为降水量(mm); ET_0 为潜在 蒸散量(mm)。

关于潜在蒸散量的计算,多年来国内外开展了大量的研究,本文使用 FAO Penman-Monteith 公式进行计算,其表达式为:

$$ET_{0} = \frac{0.408\Delta (R_{n} - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_{2} (e_{s} - e_{a})}{\Delta + \gamma (1 + 0.34 u_{2})}$$

式中: ET_0 为潜在蒸散量(mm); Δ 为饱和水汽压曲线斜 率(kPa/℃); R_n 为地表净辐射 $[MJ/(m^2 \cdot d)]$;G 为土壤 热通量 $\lceil MJ/(m^2 \cdot d) \rceil$;γ 为干湿表常数(kPa/℃);T 为 平均气温(\mathbb{C}); u_2 为2 m 高处风速(m/s); e_s 为饱和水汽 压(kPa);e。为实际水汽压(kPa)。

干湿指数越大,表示气候越湿润;相反,则气候越 干燥。干湿等级可按中国干湿气候分区的标准进行 划分[14],见表 1。

表 1 干湿等级划分

干湿等级	W
极干旱	W <0.03
干旱	0.03 ≪W <0.2
半干旱	0.2 ≪W <0.5
半湿润	0.5≪ <i>W</i> ≪1.0
湿润	W > 1.0

2.2 气候倾向率

气候倾向率[15]表征数据序列变化的倾斜度,能 够分析干湿指数的趋势变化,其计算方程为:

$$\hat{x}_i = a + bt_i$$
 $(i = 1, 2, \dots, n)$ (3)

式中: \hat{x}_i 为干湿指数序列;a 为回归常数;b 为回归系数; t 为时间序列。a 和 b 值的估算可以通过最小二乘法进 行,气候倾向率用10b表示。当b为正值时,表示序列 有增加趋势; 当 b 为负值时,表示序列有减小趋势。

2.3 Mann-Kendall 检验

2.3.1 Mann-Kendall 趋势检验 Mann-Kendall 趋 势检验是一种非参数检验,能够检验数据序列的线性 或非线性趋势[16],标准化统计量 Z_{mk} 和趋势衡量指 标β计算步骤如下:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} \operatorname{sgn}(x_j - x_i)$$
 (4)

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} \operatorname{sgn}(x_{j} - x_{i})$$

$$\operatorname{sgn}(x_{j} - x_{i}) = \begin{cases} 1 & (x_{j} - x_{i}) > 0 \\ 0 & (x_{j} - x_{i}) = 0 \\ -1 & (x_{j} - x_{i}) < 0 \end{cases}$$

$$\operatorname{var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{n} t_{i}(i-1)(2i+5)}{18}$$

$$\operatorname{var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{n} t_i(i-1)(2i+5)}{18}$$

 $Z_{\text{mk}} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S < 0 \end{cases}$ (7)

$$\beta = \operatorname{Median}\left(\frac{x_j - x_i}{j - i}\right) \tag{8}$$

式中: x_i 和 x_i 为时间序列的第i和i个年份所对应的 数据;n 为时间序列的长度; t_i 是第i 组的数据点的数 目。当标准化统计量 $|Z_{mk}| > Z_{(1-a/2)}$ 时,表示时间序 列数据通过显著性检验,否则,不通过显著性检验,并 且可以在标准正态分布表中查得 $Z_{(1-\alpha/2)}$ 值,当显著 性水平 $\alpha = 5\%$ 时; $Z_{(1-\alpha/2)}$ 值为 1.96。当趋势衡量指 标β值为正值时,表示时间序列数据有上升趋势;当 β 值为负值时,表示时间序列数据有下降趋势。

2.3.2 Mann-Kendall 突变检验 Mann-Kendall 突 变检验是一种广泛用于序列变异性诊断的非参数检 验方法,具体计算流程如下:

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i$$
 $(k=2,3,\dots,n)$ (9)

$$s_{k} = \sum_{i=1}^{k} r_{i} \qquad (k = 2, 3, \dots, n) \qquad (9)$$

$$r_{i} = \begin{cases} 1 & x_{i} > x_{j} \\ 0 & x_{i} \leqslant x_{j} \end{cases} \qquad (j = 1, 2, \dots, i) \qquad (10)$$

$$UF_{k} = \frac{[s_{k} - E(s_{k})]}{\sqrt{\text{var}(s_{k})}} \qquad (k = 1, 2, \dots, n) \qquad (11)$$

$$E(s_{k}) = \frac{n(n+1)}{4} \qquad (12)$$

$$UF_{k} = \frac{\left[s_{k} - E\left(s_{k}\right)\right]}{\sqrt{\operatorname{var}\left(s_{k}\right)}} \qquad (k = 1, 2, \dots, n)$$
(11)

$$E\left(s_{k}\right) = \frac{n\left(n+1\right)}{4} \tag{12}$$

$$var(s_k) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72}$$
 (13)

式中: s_i 是时间i对应的数值大于时间i对应的数值 所有个数的累加值;n 为时间序列的长度; x_i 和 x_i 为 时间序列的第i和i个年份所对应的数据。当 UF> 0时,序列呈上升趋势;当 UF<0时,序列呈下降趋 势。当 UF 曲线超过置信水平 U。时,表示时间序列 数据通过显著性检验,否则未通过显著性检验;U。值 可由标准正态分布表中查得,当显著性水平 $\alpha=5\%$ 时; U_a 值为 1.96。再重复以上过程,并令 $UB_a = -UF_a$,可得 到 UB, 序列, 如果 UF 和 UB 两条曲线出现交点,并 且交点在置信区间内,那么对应于交点的时刻就是突 变开始的时刻[17]。

3 结果与分析

(6)

3.1 干湿指数年际变化特征

雅砻江流域 1961-2017 年降水量、潜在蒸散量和 干湿指数的年际变化趋势如图 2 所示。从图 2A 可以看 出,雅砻江流域年干湿指数整体缓慢上升,变化趋势为 0.002 mm/10 a,年干湿指数最大值为 1.04(1974 年),最 小值为 0.67(2011 年), 多年平均干湿指数为 0.88, 年际波 动幅度较大。从5a滑动平均线可以看出,干湿指数在 1961-1971 年期间有所下降;从 1971-2009 年,于 湿指数呈双峰趋势,峰值分别出现在 1989 年、1999 年;在2009-2017年干湿指数呈上升趋势。

从图 2B 可以看出,雅砻江流域 1961—2017 年最大 年降水量为 929.0 mm(1998年),最小值为 628.5 mm (1972年),多年平均降水量为 793.2 mm,波动幅度较大, 总体上呈现上升趋势,变化趋势为 8.166 mm/10 a,其变 化趋势与干湿指数基本一致。由图 2C 可知,流域年

ET。最大值为 1 000.8 mm(2013 年),最小值为 876.6 mm (1974 年),多年平均 ET。为 924.6 mm,总体呈现上升趋势,变化趋势为 7.657 mm/10 a,以 1976 年为界,1976 年之前呈下降趋势,1976 年之后呈波动上升趋势。

对比图 2 中降水量、潜在蒸散量和干湿指数的变化趋势,不难发现在 1961—1971 年、2009—2017 年这两个时间段内三者的变化规律相似,分别呈整体减少和增加的趋势,这是因为在这两个时间段内降水量变化的斜率大于 ET。,致使干湿指数呈减少和增加的趋势。而在 1971—2009 年内,降水量与干湿指数的变化趋势—致,而 ET。的变化趋势不同,ET。在这段时间内总体呈波动上升趋势,而降水量同干湿指数一样呈双峰型变化趋势。降水量的第一个峰值出现在1989 年,而在这个时间内 ET。在总体上升过程中出现了一次回落,因此干湿指数在 1989 年,而此时的 ET。在总体上升趋势中趋于平缓,因此干湿指数在1999 年出现了第 2 个峰值[18]。

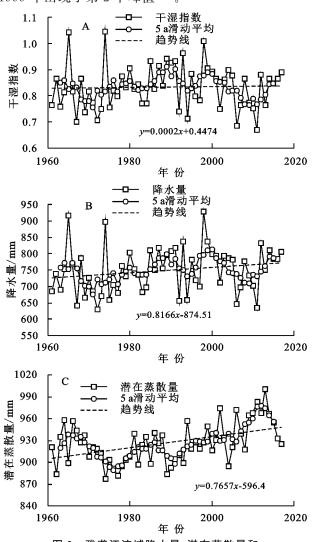


图 2 雅砻江流域降水量、潜在蒸散量和 干湿指数年际变化趋势

3.2 干湿指数月际变化特征

由于降水、气温、风速等因素在年内不均匀分布,因此不同月份的干湿指数存在差异^[19]。雅砻江流域1961—2017年各站点及流域平均的干湿指数月变化趋势如图 3 所示。流域月平均干湿指数在年内整体星单峰变化趋势,峰值出现在 6—9 月,最大值为 1.60(出现在 7 月),最小值为 0.08(出现在 12 月);各站点的月干湿指数变化与流域总体变化一致,呈单峰型变化;由此可见,雅砻江流域年内最湿润的时段为 6—9月。流域在 6—10 月内每月各个站点之间的干湿指数差异较大,而在其他时间段各个站点之间的干湿指数则差异较小,产生这一现象主要是因为夏季流域大量降水和降水空间分布不均匀造成的。

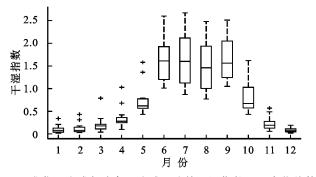


图 3 雅砻江流域各站点及流域平均的干湿指数月际变化趋势

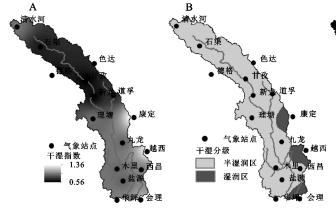
3.3 干湿指数空间分布特征

雅砻江流域 1961—2017 年年均降水量、潜在蒸散量和干湿指数的空间分布以及干湿分级如图 4 所示。从图 4A 中可以看出,流域干湿指数自下游向上游先减小后增加,整个流域的干湿指数在 0.56~1.36 范围内变化,根据中国干湿气候分区等级的划分标准,雅砻江流域属湿润和半湿润地区,半湿润地区占89.96%,湿润地区占10.04%(图 4B)。干湿指数最大值为 1.36,出现在流域下游的康定和越西站,最小值为 0.56,出现在流域中游的甘孜和新龙站,整个流域除康定、越西和会理站外的其他区域均在半湿润区,气候偏干。

从图 4C 中可以看出,流域的降水自下游向上游逐渐减少,最大值为 1 130.5 mm,出现在流域下游的会理站;最小值为 516.7 mm,出现在上游的清水河站,整个流域以理塘到康定一线为分界线,分界线以北年均降水在 800 mm 以下;分界线以南年均降水在 800 mm 以上。从图 4D 中可以看出,流域潜在蒸散量自下游向上游先减小再增加再减小,最大值为 1 149.9 mm,出现在中游的甘孜站;最小值为 555.4 mm,出现在上游的清水河站,整个流域除清水河、康定和理塘站外,其余区域的年均潜在蒸散量在 750 mm 以上。

 \mathbf{C}

对比图 4C 和图 4D 的分布图,以中游的新龙站为分界限,分界线以北降水量和潜在蒸散量都自新龙站向上游逐渐减小,但潜在蒸散量始终比降水量大,且它们之间的差值自新龙站向上游逐渐减小,所以干湿指数自新



在集 色达 性致 斯力 道孚 新力 道孚 東定 理塘 康定

龙站向上游逐渐增大;分界线以南降水量和潜在蒸散量都自新龙站向下游逐渐增加,但潜在蒸散量始终比降水

量小,目它们之间的差值自新龙站向下游逐渐增大,所

以干湿指数自新龙站向下游逐渐增大。

图 4 雅砻江流域年均降水量、潜在蒸散量和干湿指数空间分布及干湿分级

3.4 干湿指数趋势分析

对雅砻江流域 1961-2017 年干湿指数序列进行 Mann-Kendall 趋势检验[20],结果见表 2。

表 2 雅砻江流域各站点干湿指数 MK 趋势检验结果

77 - 32 A - 30 - 4 - 4 / 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 2 / 2 / 1 - 2 / 1 - 2 / 2 / 1 - 2 / 2 / 2 / 2 / 3 / 2 / 3 / 3 / 3 / 3 /		
站点	检验量 Z_{MK}	倾斜度 β
清水河	-0.59	-0.0006
石渠	-0.85	-0.0002
德格	1.37	0.0020
甘孜	3.50 *	0.0015
色达	4.39 *	0.0006
道孚	4.67 *	0.0004
新龙	6.17 *	0.0012
理塘	6.52 *	0.0006
康定	8.86 *	0.0040
木里	6.56 *	-0.0028
九龙	7.39 *	0.0009
越西	7.29 *	-0.0001
盐源	5.95 *	-0.0020
西昌	7.98*	0.0030
华坪	7.80 *	-0.0002
会理	7.44 *	-0.0007

注:带有*的数据表示通过95%置信度检验。

由表 2 可知,只有清水河、石渠和德格 3 个站点未通过 95%置信度检验,表明 3 站的干湿变化并不显著。而其余 13 个站点中,有 8 个站点的倾斜度 β 大于 0,表明干湿指数变化呈上升趋势,在倾斜度 β 小于 0 的 5 个站点中,越西、华坪和会理 3 个站的倾斜度较小,表明干湿指数呈缓慢下降趋势。将各站点的倾斜度 β 进行反距离权重空间插值,结果见图 5。

从图 5 可以看出,流域 69.41%的地区呈显著上升

趋势,增加较明显的区域位于西昌和康定站,最大值为 0.003 7;最小值为 -0.002 8,出现在下游的木里站。除西昌站外,雅砻江流域下游的干湿指数均呈下降趋势,表明气候趋于干旱;除清水河、石渠站外,流域中上游的干湿指数呈上升趋势,表明气候趋于湿润。

综上可知,雅砻江流域的干湿指数整体呈上升趋势,整个流域总体趋于湿润化。

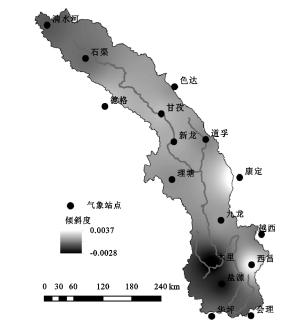
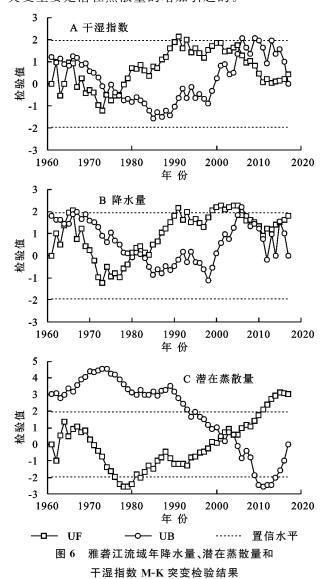


图 5 雅砻江流域干湿指数 MK 趋势检验空间变化

3.5 干湿指数突变分析

对雅砻江流域 1961—2017 年降水量、潜在蒸散量和干湿指数序列进行 Mann-Kendall 突变检验,结果见图 6。由图 6A 可以看出雅砻江流域干湿指数存在两个突变点,突变年分别为 1977 年、2005 年,两次突变均通过了 95%置信度检验。在 1977 年前 UF

小于 0,表明干湿指数呈下降趋势,而在 1977—2005 年 UF 大于 0,表明干湿指数呈上升趋势,说明在 1977 年流域干湿指数发生了由低到高的突变。结合图 6分析,流域降水量在 1977 年左右发生了由低到高的突变,流域潜在蒸散量 UF 值在 1977 年达到最小,由此说明 1977 年干湿指数发生突变主要是由降水量的增加导致。又由图 6A 可知,2005 年后 UF 值迅速减小,说明在 2005 年流域干湿指数发生了由高到低的突变,结合图 6C 流域潜在蒸散量在 2005 年发生了由低到高的突变,说明了 2005 年干湿指数的突变主要是潜在蒸散量的增加引起的。



根据流域干湿指数的两个突变点可将 1961—2017 年干湿指数变化分为 3 个时期,各时期变化趋势如图 7 所示。从图 7 可以看出,在 1977 年前,干湿指数呈下降趋势,均值为 0.81;1977—2005 年,干湿指数呈上升趋势,均值为 0.86,流域干湿指数在 1977 年发生了由低到高的突变,突变量为 0.05。而 2005

年后,干湿指数虽呈上升趋势,其均值为 0.81,总体小于 1977—2005 年的均值,流域干湿指数在 2005 年发生了由高到低的突变,突变量为 0.05。

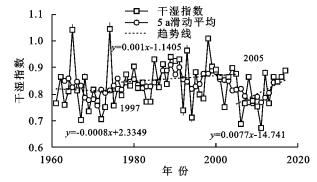


图 7 雅砻江流域干湿指数突变前后年际变化趋势

3.6 干湿指数影响因素分析

由干湿指数的定义可知,其大小主要受降水量和潜在蒸散量的影响,而潜在蒸散量又与其他气象要素有关,如气温、风速、相对湿度和日照时间^[21]。因此为了进一步探究气象要素对干湿状况的影响,对干湿指数与上述各气象要素进行相关分析,相关系数见表 3。

从表3可以看出,干湿指数受到相对湿度的影响最大,相关系数为0.843(通过95%置信度检验),其次是降水量和潜在蒸散量,相关系数分别为0.682,一0.522(通过95%置信度检验),而干湿指数与气温、日照时数和风速的相关系数均未通过95%置信度检验,表明气温、日照时数和风速对干湿指数的影响相对较小。总体来看,干湿指数主要受相对湿度、降水量、潜在蒸散量影响,这些气象因子的共同作用同时影响着雅砻江流域气候干湿状况。

表 3 雅砻江流域干湿指数与气象要素的相关系数

 气象要素 平均气温 相对湿度 日照时数 平均风速 降水量 潜在蒸散量相关系数 0.372 0.843* -0.415 0.099 0.682* -0.522*

注:带有*的数据表示通过95%置信度检验。

4 结论

- (1) 1961—2017 年雅砻江流域的年干湿指数呈小幅上升趋势,变化趋势为 0.002 mm/10 a,表明雅砻江流域地表有略湿润化的趋势。除西昌站外,流域下游的干湿指数呈下降趋势,气候趋于干旱;中上游除清水河、石渠外(未通过 95%置信度检验),干湿指数呈上升趋势,气候趋于湿润。流域 69.41%的地区呈显著上升趋势,以西昌和康定站增加最为显著。
- (2) 干湿指数在年内呈单峰型变化,峰值出现在 6—9月,最大值为1.60,出现在7月;最小值为0.08, 出现在12月。

- (3) 雅砻江流域多年平均干湿指数自下游向上游先减小后增加,变化范围为 0.56~1.36,整个流域处于湿润和半湿润区,其中半湿润区面积占 89.96%,湿润区占 10.04%,除康定、越西和会理站外的其他站点均处于半湿润区,气候偏干。
- (4) 57 年间雅砻江流域干湿指数存在两个突变点,1977 年流域干湿指数发生由低到高的突变,2005年发生由高到低的突变,两次突变分别由降水量和潜在蒸散量的增加引起。
- (5) 雅砻江流域干湿指数与相对湿度、降水量、 潜在蒸散量的关系较密切。

参考文献:

- [1] IPCC. Climate Change 2013: The Physical Sciencee Basis, the Summary for Policymakers of the Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report [R]. New York: Cambridge University Press, 2013.
- [2] 沙比提,买买提,欢乐希,等.1961—2014 年乌鲁木齐地 区气候特征及干湿区变化[J].干旱气象,2016,34(3): 448-455.
- [3] 徐一丹,马熙达,吴丹,等.1957—2004年辽宁省干湿状况变化趋势分析[J].河南农业,2018,481(29):44-46.
- [4] 胡甲秋,杨云川,邓思敏,等.基于多尺度 SPI 的广西干湿特征与未来趋势[J].水土保持研究,2018,25(5):319-324,336.
- [5] Sarlak N, Mahmood Agha O M A M. Spatial and temporal variations of aridity indices in Iraq[J]. Theoretical and Applied Climatology, 2018,133(1/2):89-99.
- [6] Zhao Y, Zou X, Cao L, et al. Spatiotemporal variations of potential evapotranspiration and aridity index in relation to influencing factors over Southwest China during 1960—2013[J]. Theoretical and Applied Climatology, 2018,133(3/4):711-726.
- [7] Kafle H K, Bruins H J. Climatic trends in Israel 1970—2002: warmer and increasing aridity inland[J]. Climatic

- Change, 2009,96(1/2):63-77.
- [8] 罗青红,宁虎森,陈启民.基于湿润指数的新疆甘家湖地表 干湿状况变化趋势[J].干旱区研究,2016,33(5):921-926.
- [9] 曹言,王杰,黄英,等.基于干燥指数的近 45 年云南滇中地区干湿状况的变化特征[J].水土保持研究,2018,25 (1):243-249.
- [10] 刘劲龙,徐刚,杨娟,等.近 55 年来四川盆地气候的干湿变化趋势分析[J].西南大学学报:自然科学版,2013,35(1):138-143.
- [11] 苏秀程,王磊,李奇临,等.近 50 a 中国西南地区地表干湿状况研究[J].自然资源学报,2014,29(1):104-116.
- [12] 王允,刘普幸,曹立国,等.基于湿润指数的 1960—2011 年中国西南地区地表干湿变化特征[J].自然资源学报,2014,29(5):830-838.
- [13] 李新尧,孙小舟.鄂北岗地近 54 年来干湿指数变化[J]. 南水北调与水利科技,2015,13(5):853-857.
- [14] 张方敏,申双和.中国干湿状况和干湿气候界限变化研究[J].南京气象学院学报,2008,31(4):574-579.
- [15] 郭昭滨,王萍,李险峰,等.基于 SPI 的大兴安岭林区气候 干湿时空变化[J].中国农学通报,2018,34(19):108-114.
- [16] 魏光辉,邓丽娟.基于 MK 与 SR 非参数检验方法的干旱区降水趋势分析[J].西北水电,2014(4):1-4.
- [17] 王建新,王健.序列一阶自相关对 MK 突变检验影响的 探讨[J].山东理工大学学报:自然科学版,2018,32(2): 66-69.
- [18] 张逸飞,张中旺,孙小舟,等.1964—2013年汉江生态经济带干湿气候时空变化分析[J].长江科学院院报,2017,34(10):17-23,30.
- [19] 王莺,李耀辉,姚玉璧,等.石羊河流域地表干湿变化的时空分布特征[J].资源科学,2013,35(10):2112-2120.
- [20] Nyamtseren M, Feng Q, Deo R. A comparative study of temperature and precipitation; based aridity indices and their trends in Mongolia[J]. International Journal of Environmental Research, 2018,12(6):887-899.
- [21] 安莉娟.1971—2010 年内蒙古干湿变化特征及对水资源影响[J].冰川冻土,2016,38(3):732-740.