

基于多维 Copula 函数的澜沧江-湄公河流域 气象干旱特征分析

李琼芳^{1,2}, 方凯悦¹, 韩幸焯¹, 邹振华³, 陈启慧¹, 尹瑞琪¹, 林雍权¹

(1. 河海大学水文水资源学院, 江苏 南京 210098; 2. 河海大学长江保护与绿色发展研究院, 江苏 南京 210098;
3. 长江水利委员会水文局长江中游水文水资源勘测局, 湖北 武汉 430012)

摘要:为全面揭示变化环境下澜湄流域多维气象干旱特征,采用标准化降水蒸散指数 SPEI 表征流域气象干旱,基于游程理论分别提取澜沧江段和湄公河段上、中、下游流域 1901—1960 年和 1961—2021 年两个时段的干旱事件,利用 Copula 函数分别构建两个时段不同子流域二维和三维干旱特征变量联合分布,计算不同干旱特征变量组合条件下的干旱联合发生概率,对比分析不同子流域多维气象干旱特征的时空变化。结果表明:时间上,1961—2021 年各子流域平均干旱程度均较 1901—1960 年更严峻,尤其是极端干旱事件(单变量累积频率为 25%、50%)的多维干旱联合发生概率增幅最大;空间上,1961—2021 年,随着干旱历时、烈度和烈度峰值的增加,“或”情况下多维干旱联合发生概率最高值区自北向南转移,“且”情况下多维干旱联合发生概率最高值区自南向北转移。

关键词:气象干旱;游程理论;联合发生概率;Copula 函数;澜沧江-湄公河流域

中图分类号:P426.616

文献标志码:A

文章编号:1004-6933(2024)01-0052-08

Analysis of meteorological drought characteristics in the Lancang-Mekong River Basin based on multi-dimensional Copula function//LI Qiongfang^{1,2}, FANG Kaiyue¹, HAN Xingye¹, ZOU Zhenhua³, CHEN Qihui¹, YIN Ruiqi¹, LIN Yongquan¹ (1. College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing 210098, China; 2. Yangtze Institute for Conservation and Development, Hohai University, Nanjing 210098, China; 3. Middle Changjiang River Bureau of Hydrology and Water Resources Survey, Bureau of Hydrology of Changjiang Water Resources Commission, Wuhan 430012, China)

Abstract: In order to comprehensively unveil multidimensional meteorological drought characteristics of the Lancang-Mekong River Basin under changing environments, the standard precipitation evapotranspiration index (SPEI) was used to characterize meteorological drought in the basin. Drought events in the Lancang River and the upper, middle, and lower reaches of the Mekong River during 1901-1960 and 1961-2021 were extracted based on the run theory, and two-dimensional and three-dimensional drought characteristic variable joint distributions for different sub-basins in the two periods were constructed using the Copula function. Through the calculation of the drought joint occurrence probabilities under different combinations of characteristic variables, the spatio-temporal changes in multidimensional meteorological drought characteristics in different sub-basins were compared and analyzed. The results show that in terms of time, the average drought severity of each sub-basin during 1961-2021 was higher than that during 1901-1960, especially the joint occurrence probabilities of extreme drought events (with univariate cumulative frequencies of 25% and 50%) increased the most. In terms of space, during 1961-2021, with the increases in drought duration, drought intensity, and drought peak intensity, the area with the highest value of multi-dimensional drought joint occurrence probabilities in the “or” case shifted southward from north, while in the “and” case, it shifted northward from south.

Key words: meteorological drought; run theory; joint occurrence probability; Copula function; Lancang-Mekong River Basin

在气候变化和高强度人类活动的双重驱动下,全球水循环格局和水循环要素时空分布特征发生显

著变化^[1],以干旱为代表的极端气象事件的频率、强度也随之改变^[2-3]。1998 年后,澜沧江-湄公河流

基金项目:新疆维吾尔自治区寒旱区水资源与生态水利工程研究中心(院士专家工作站)合作研究项目(2020-E-001);国家社会科学基金项目(19BGL181)

作者简介:李琼芳(1966—),女,教授,博士,主要从事水文物理规律模拟及水文预报研究。E-mail:qfli@hhu.edu.cn

通信作者:方凯悦(1999—),女,硕士研究生,主要从事水文物理规律模拟及水文预报研究。E-mail:kyfang@hhu.edu.cn

域(以下简称“澜湄流域”),作为东南亚地区最重要的跨境流域和传统丰水区,干旱频发^[4-5],尤其在2009—2010年、2015—2016年和2019—2021年先后发生了影响全流域的特大干旱事件,不仅对流域各国的生活用水、农业灌溉和生态系统造成严重威胁,也给区域安全与稳定带来挑战。因此,全面揭示澜湄流域干旱特征对认识变化环境下流域干旱风险及科学防旱减灾具有重要意义。然而,长期以来针对澜湄流域的研究大多聚焦于洪涝灾害,变化环境下澜湄流域干旱特征仍有待进一步探索。

目前一些学者针对澜湄流域干旱事件的历时、烈度、烈度峰值特征开展了研究。Tuong等^[6]分析了澜湄流域极端干旱事件的发生次数、持续时间及未来趋势;Dong等^[7]基于CMIP6预测了澜湄流域未来干旱的持续时间和强度,但未联合持续时间和强度两个维度评价干旱特征;龙笛等^[5]预估了澜湄流域在2020—2050年水文干旱的发展趋势,但只从干旱频次、干旱强度角度阐述了其整体偏旱程度,未从历时、烈度、烈度峰值3个维度联合定量刻画干旱特性。当前的研究通常聚焦于干旱事件的一维特征,而忽略了干旱特征变量间的相依关系,尚未从多变量角度全面描述澜湄流域的干旱特性。鉴于Copula函数能够通过建立多维干旱特征变量的联合发生概率分布评价多维干旱特性^[8-10],本文利用Copula函数建立澜湄流域不同区域不同时期的多维干旱特征评估模型,从多变量角度分析澜湄流域干旱特征的时空变化特性,为澜湄流域防旱抗旱提供理论支撑。

1 研究区概况与数据来源

澜沧江-湄公河是东南亚地区最重要的跨境河流,全长4 880 km,发源于青藏高原唐古拉山脉,出中国国境后流经缅甸、老挝、泰国、柬埔寨,最终在越南汇入南海。流域位于北纬8.56°~33.82°,东经93.86°~108.77°,形状狭长,地势北高南低,属热带季风气候,旱雨季分明。

受全球气候变暖影响,澜湄流域干旱频发,流域各国的土地和人口均遭受严重威胁。为描述澜湄流域干旱特征的空间差异,本文以澜沧江-湄公河出境点及万象、巴色水文站为分界点,将全流域分为澜沧江流域及湄公河段上游、中游、下游4个子流域,如图1所示。

由于澜湄流域站点少且缺乏长序列的资料,本文利用CRU TS v. 4.06 (climatic research unit)数据集提供的空间分辨率为0.5°×0.5°的澜湄流域1901—2021年月降水、温度数据计算流域标准化降水蒸散指数(standardized precipitation evapotranspiration index,

SPEI)。CRU数据集在描述澜湄流域降水时空分布特性及捕捉干旱事件方面的能力已得到广泛证实^[11-13]。

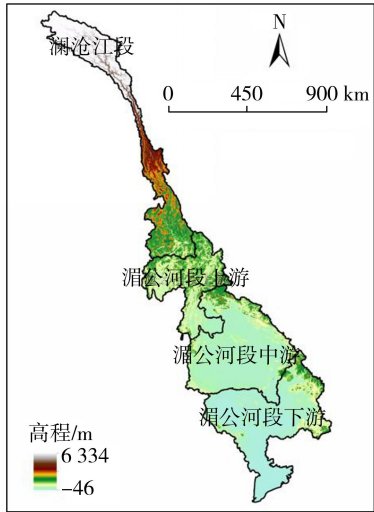


图1 澜湄流域的子流域划分

Fig. 1 Subbasin division of the Lancang-Mekong River Basin

2 研究方法

2.1 SPEI

SPEI基于“气候水平衡”的概念,同时考虑降水和蒸发对干旱情势的影响,能够从不同时间尺度衡量区域干旱状况。SPEI已被应用于澜湄流域干旱分析,其检测极端干旱事件的能力已有实证^[14-16]。本文使用Thornthwaite方法^[17]计算每个网格的月潜在蒸发量,并采用三参数log-logistic函数对降水和潜在蒸散发的差值序列进行标准正态化处理。为反映短期干旱的特征及干旱的季节性变化,本文采用3月时间尺度SPEI分析干旱特征。

2.2 干旱事件识别及特征变量提取

本文基于游程理论识别干旱事件并提取干旱特征变量,其中,干旱历时 D 指一次干旱事件的持续时间,干旱烈度 S 指一次干旱事件低于阈值的赤字总量,干旱烈度峰值 P 指一次干旱事件的最大干旱强度(最小SPEI值)。游程理论在干旱事件识别中剔除了短期干旱,并将间隔时间很短的两次干旱进行合并,提高了干旱识别的精确度,在干旱分析中广泛应用^[18-19]。为比较澜湄流域不同区域的干旱特征,本文将4个子流域范围内的栅格SPEI值取平均,分别代表各子流域的干旱状况,根据GB/T 20481—2017《气象干旱等级》^[20],参考前人研究经验^[21],取干旱解除阈值 $R_0=0$,干旱发生阈值 $R_1=-0.5$,单时段干旱发生阈值 $R_2=-0.8$ 进行干旱事件的识别。

2.3 干旱特征变量的边际分布

为比较干旱在不同时期的特征差异,本文将研究期划分为1901—1960年和1961—2021年^[22],分

别拟合不同子流域不同时期的干旱特征值^[22]。

本文选取指数分布、伽马分布、对数正态分布、威布尔分布和对数 Logistic 分布拟合不同干旱特征变量,取最优拟合分布作为不同特征变量的边际分布。使用科尔莫戈罗夫-斯米尔诺夫 (Kolmogorov-Smirnov, K-S) 检验判断假设分布是否与实际数据的潜在分布存在明显差异^[10,23],若显著性水平 $p > 0.05$,且 K-S 值小于临界值,则假设分布与数据潜在分布相符,K-S 值越小,拟合分布越优。由于边际分布估计需用正值计算,为方便程序运行,干旱烈度和干旱烈度峰值均取绝对值^[24]。

2.4 基于 Copula 函数的多维干旱特征变量最优联合分布的选取

本文选取 Normal、T、Frank、Clayton、Gumbel、Joe 函数^[10]拟合双变量和三变量干旱特征,使用极大似然估计法进行参数估计,并利用赤池信息量准则 (Akaike information criterion, AIC)^[25]和均方根误差 (root mean square error, RMSE)^[10]评估不同函数的拟合优度,确定不同干旱特征变量组合的最优联合分布,其参数记为 θ 。

2.5 干旱联合发生概率

联合发生概率指在多维变量概率分布中多个随机变量分别满足各自条件,两个事件共同发生的概率。干旱事件联合发生概率的计算可分为两种情况:①“或”情况,即 D 、 S 和 P 中至少一个变量大于或等于某一值的概率,记作 $P_{\circ}$;②“且”情况,即 D 、 S 和 P 同时大于或等于某一值的概率,记作 $P_{\circ}$ 。

3 结果与分析

3.1 澜湄流域单变量干旱特征

本文依据游程理论识别干旱事件,得到了表 1 中呈现的干旱次数和平均特征值。1961—2021 年,各子流域干旱平均历时 $\bar{D}$ 、平均烈度 $\bar{S}$ 、平均烈度峰

值 $\bar{P}$ 较 1901—1960 年均有所增加,尤其是湄公河段中游和下游干旱的平均历时和平均烈度明显增加;除湄公河段中游外,其余子流域干旱次数均有所增加,尤其是澜沧江段和湄公河段下游,干旱次数较前一阶段分别增加了 60% 和 50%。总体而言,1961—2021 年澜湄流域平均干旱情势更加严峻。1901—1960 年湄公河段上游干旱的平均烈度和平均烈度峰值最大,干旱次数和平均历时较高,干旱程度较为严重;1961—2021 年湄公河段下游干旱频率较此前明显增加,其平均历时和平均烈度均为 4 个子流域中最高,干旱风险较大。

表 1 澜湄流域干旱事件与干旱特征变量
Table 1 Drought events and drought characteristic variables in the Lancang-Mekong River Basin

研究时段	子流域	干旱次数	$\bar{D}$ /月	$\bar{S}$	$\bar{P}$
1901—1960 年	澜沧江段	30	4.20	3.61	1.03
	湄公河段上游	40	4.05	3.78	1.19
	湄公河段中游	48	3.33	3.25	1.19
	湄公河段下游	32	3.63	3.24	1.06
1961—2021 年	澜沧江段	48	5.23	5.57	1.37
	湄公河段上游	49	5.29	6.18	1.39
	湄公河段中游	44	5.32	6.37	1.40
	湄公河段下游	48	5.52	6.37	1.39

3.2 不同干旱特征变量的边际分布

1901—1960 年和 1961—2021 年澜湄流域不同子流域干旱历时、干旱烈度、干旱烈度峰值拟合分布的 K-S 检验结果如表 2 所示。选择其中 K-S 最小值对应的分布作为给定干旱特征变量的最优拟合分布,即边际分布。各子流域各时段干旱历时和干旱烈度的边际分布一致,均为对数正态分布。1961—2021 年各子流域干旱烈度峰值的最优拟合分布相比 1901—1960 年均发生了改变。考虑到通过 K-S 检验的干旱烈度峰值分布,其 K-S 值相差不大,为减少分布类型对后续对比分析的影响,将干旱烈度峰值的分布统一为对数正态分布。

表 2 不同时段干旱特征变量拟合分布的 K-S 检验结果

Table 2 K-S test results of drought characteristic variables fitting distributions for different periods													
研究时段	分布类型	K-S 值											
		澜沧江段			湄公河段上游			湄公河段中游			湄公河段下游		
		D	S	P	D	S	P	D	S	P	D	S	P
1901—1960 年	指数分布	×	0.206	×	×	0.200	×	×	×	×	×	0.219	×
	伽马分布	0.130	0.106	0.063	0.209	0.147	0.110	×	×	0.087	×	0.202	0.218
	对数正态分布	0.097	0.083	0.071	0.153	0.089	0.116	0.157	0.143	0.072	0.187	0.146	0.200
	威布尔分布	0.137	0.110	0.102	×	0.154	0.109	×	0.187	0.125	×	0.198	×
	对数 Logistic 分布	×	×	0.079	×	×	×	×	×	×	×	×	0.171
1961—2021 年	指数分布	×	0.156	×	0.146	0.127	×	0.155	0.125	×	0.180	0.120	×
	伽马分布	0.140	0.131	0.104	0.146	0.134	0.078	0.147	0.107	0.145	0.160	0.126	0.087
	对数正态分布	0.108	0.075	0.107	0.102	0.092	0.078	0.114	0.104	0.153	0.107	0.071	0.098
	威布尔分布	0.123	0.119	0.099	0.141	0.127	0.084	0.140	0.126	0.173	0.157	0.119	0.103
	对数 Logistic 分布	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

注:×表示分布未通过 K-S 检验;加粗数值为边际分布的 K-S 值。

3.3 多维干旱特征变量的 Copula 函数

表 3 为基于最小 AIC 和 RMSE 原则确定的 1901—1960 年和 1961—2021 年澜湄流域不同干旱特征变量组合的最优 Copula 函数。澜沧江段 D - P 特征变量组合的最优 Copula 函数由 1901—1960 年的 Clayton 函数转变为 1961—2021 年的 Normal 函数,其余组合保持不变;湄公河段上游 D - S 组合的最优 Copula 函数由 Frank 函数转变为 Clayton 函数, D - P 、 D - S - P 组合的最优 Copula 函数均由 Normal 函数转为 Frank 函数, S - P 组合的最优 Copula 函数在两个时段均为 Frank 函数;湄公河段中游 D - S 组合的最优 Copula 函数由 Frank 函数转为 Normal 函数, D - P 、 S - P 组合的最优 Copula 函数由 Frank 函数转为 Clayton 函数, D - S - P 组合的最优 Copula 函数在两个时段均为 Normal 函数;湄公河段下游 D - P 、 S - P 组合的最优 Copula 函数由 Frank 函数转为 Clayton 函数, D - S - P 组合的最优 Copula 函数由 Frank 函数转为 Normal 函数。

图 2 为各子流域多维干旱特征变量的经验频率和基于最优 Copula 函数的理论频率关系图。从图 2 可以看出,理论频率和经验频率间呈现良好的一致性,表明最优 Copula 函数结果合理可靠。

3.4 不同特征变量组合条件下干旱联合发生概率

3.4.1 二维干旱联合发生概率

图 3 为不同时段澜湄流域 D - S 、 D - P 和 S - P 组合

的二维干旱联合发生概率。整体来看,干旱联合发生概率随干旱特征变量的增大而减小,当固定某一特征变量时,随着另一特征变量的增大,干旱概率在“或”情况与“且”情况下均减小。

对各子流域 1901—2021 年的单变量干旱特征值进行排频并计算其累积频率,分别取累积频率为 75%、50%、25% 的特征值代表子流域轻、中、重 3 种等级的单变量干旱特征(表 4),计算并对比流域内 1901—1960 年和 1961—2021 年的不同等级单变量干旱特征对应的多维干旱联合发生概率。

以 D - S 组合为例分析澜沧江段,如图 3(a)~(d)所示,当单变量累积频率为 75% 时,即当 D 、 S 分别超过 3 月和 2.22 时,1961—2021 年在“或”情况下干旱联合发生概率 P_{ods} 、“且”情况下干旱联合发生概率 P_{ads} 分别为 0.77 和 0.65,相比 1901—1960 年分别增长了 0.10 和 0.07;当单变量累积频率为 50% 时,即当 D 、 S 分别超过 4 月和 3.30 时,1961—2021 年 P_{ods} 、 P_{ads} 分别为 0.60 和 0.49,相比 1901—1960 年分别增长了 0.14 和 0.12;当单变量累积频率为 25% 时,即当 D 、 S 分别超过 6 月和 5.60 时,1961—2021 年 P_{ods} 、 P_{ads} 分别为 0.35 和 0.27,相比 1901—1960 年分别增长了 0.15 和 0.13。由此可见,1961—2021 年澜沧江段 D - S 组合下的二维干旱联合发生概率普遍高于 1901—1960 年,“或”与

表 3 不同时段不同干旱特征变量组合下的最优 Copula 函数

Table 3 Optimal Copula functions under combination of different drought characteristic variables for different periods		D - S 组合		D - P 组合		S - P 组合		D - S - P 组合	
研究时段	子流域	最优 Copula 函数	最优参数 θ	最优 Copula 函数	最优参数 θ	最优 Copula 函数	最优参数 θ	最优 Copula 函数	最优参数 θ
1901—1960 年	澜沧江段	Normal	0.961	Clayton	1.565	Clayton	2.728	Normal	0.958,0.638,0.784
	湄公河段上游	Frank	15.080	Normal	0.578	Frank	6.684	Normal	0.945,0.581,0.768
	湄公河段中游	Frank	16.680	Frank	4.080	Frank	6.847	Normal	0.947,0.506,0.708
	湄公河段下游	Frank	21.650	Frank	5.250	Frank	8.080	Frank	7.900
1961—2021 年	澜沧江段	Normal	0.960	Normal	0.679	Clayton	3.151	Normal	0.956,0.670,0.830
	湄公河段上游	Clayton	13.600	Frank	7.944	Frank	10.950	Frank	11.780
	湄公河段中游	Normal	0.974	Clayton	2.603	Clayton	4.524	Normal	0.973,0.734,0.836
	湄公河段下游	Frank	24.900	Clayton	2.613	Clayton	3.785	Normal	0.971,0.720,0.826

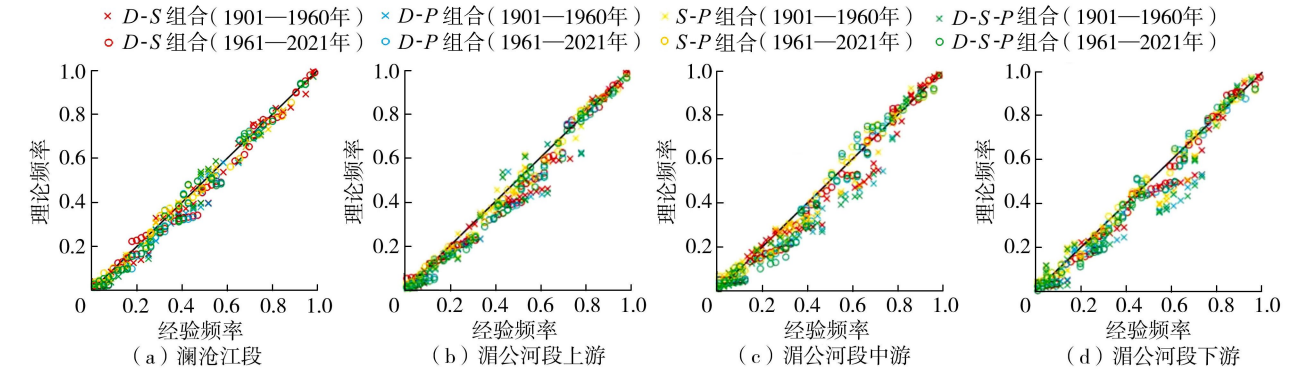


图 2 多维干旱特征变量理论和经验频率的比较

Fig. 2 Comparison of theoretical and empirical frequencies of multidimensional drought characteristic variables

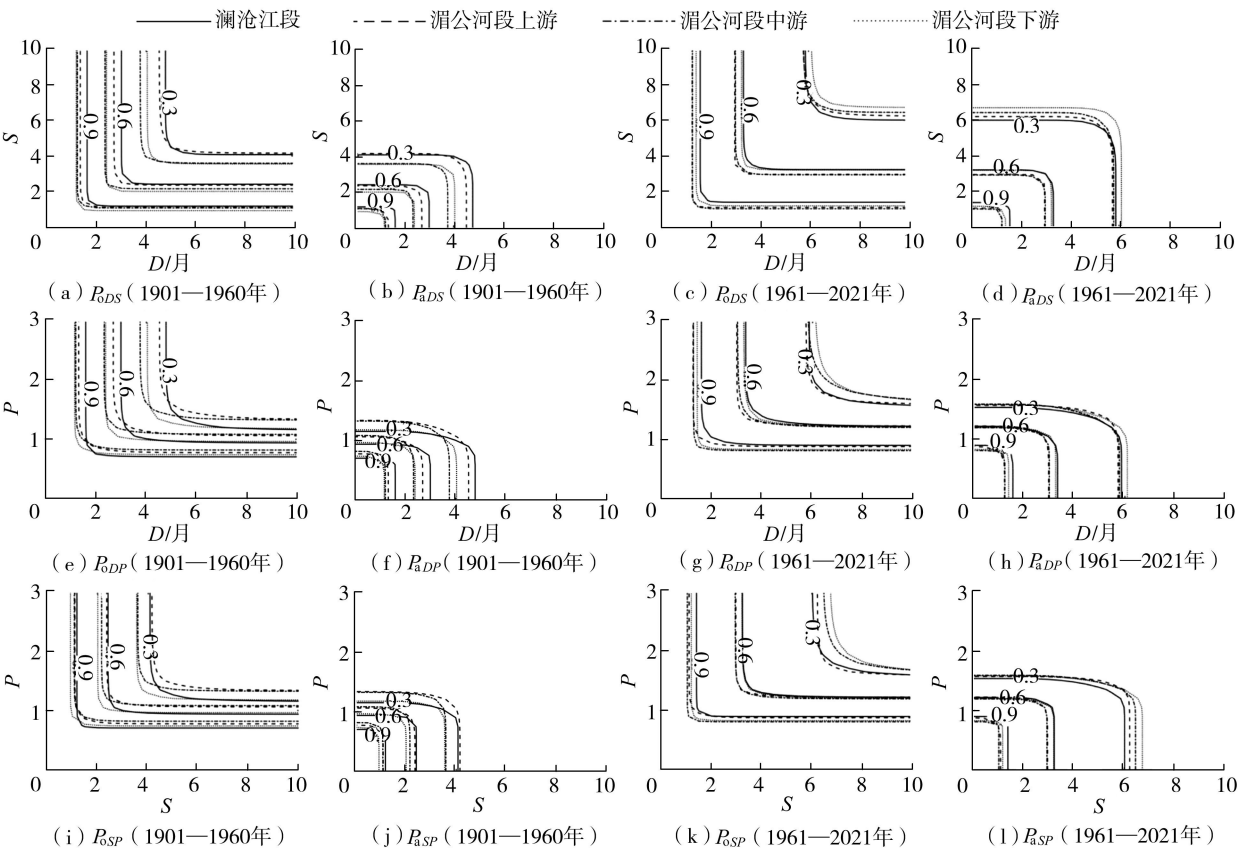


图3 不同特征变量组合下二维干旱联合发生概率分布

Fig.3 Two-dimensional drought joint occurrence probability distribution under combination of different drought characteristic variables

表4 不同累积频率对应的干旱特征变量
Table 4 Drought characteristic variables corresponding to different cumulative frequencies

区域	D/月			S			P		
	75%	50%	25%	75%	50%	25%	75%	50%	25%
澜沧江段	3	4	6	2.22	3.30	5.60	0.93	1.18	1.50
湄公河段上游	2	3	7	1.78	2.83	6.18	1.02	1.26	1.53
湄公河段中游	2	3	5	1.67	2.49	5.74	0.97	1.16	1.62
湄公河段下游	2	3	6	1.70	3.07	6.22	0.91	1.11	1.62
全流域	2	4	7	1.88	3.75	7.65	1.01	1.36	1.78

“且”情况下单变量累积频率为25%时,干旱联合发生概率增长幅度最大。澜沧江段D-P组合在“或”与“且”情况下,单变量累积频率为50%时干旱联合发生概率增长幅度最大。澜沧江段S-P组合在“或”情况下,单变量累积频率为25%时干旱联合发生概率增长幅度最大;在“且”情况下,单变量累积频率为50%时干旱联合发生概率增长幅度最大。

湄公河段上游D-S组合在“或”与“且”情况下,单变量累积频率为25%时,1961—2021年干旱联合发生概率增长幅度最大。D-P、S-P组合在“或”情况下,单变量累积频率为25%时干旱联合发生概率增长幅度最大;在“且”情况下,单变量累积频率为50%时干旱联合发生概率增长幅度最大。湄公河段

中游规律与上游一致。湄公河段下游D-S、D-P、S-P组合在“或”情况下,单变量累积频率为25%时联合发生概率增长幅度最大;在“且”情况下,单变量累积频率为50%时联合发生概率增长幅度最大。即1961—2021年澜湄流域不同特征变量组合条件下,二维干旱联合发生概率普遍在单变量累积频率为25%、50%时增长幅度达到最大。

将1961—2021年所有子流域单变量干旱特征值汇合排频,同样选取累计频率为75%、50%、25%的特征值代表流域整体轻、中、重3个等级的干旱特征,对比不同子流域不同等级单变量干旱特征组合下二维干旱特征的差异。以D-P组合为例,当单变量累积频率为75%时,即当D、P分别超过2月和1.01时,在“或”情况下澜沧江段和湄公河段上、中、下游干旱联合发生概率 P_{odp} 分别为0.91、0.86、0.82、0.84,“且”情况下各子流域干旱联合发生概率 P_{adp} 分别为0.73、0.71、0.71、0.74;当单变量累积频率为50%时,即当D、P分别超过4月和1.36时,澜沧江段和湄公河段上、中、下游 P_{odp} 分别为0.61、0.55、0.57、0.59, P_{adp} 分别为0.34、0.38、0.35、0.37;当单变量累积频率为25%时,即当D、P分别超过7月和1.78时,澜沧江段和湄公河段上、中、下

游 P_{oDP} 分别为 0.28、0.28、0.32、0.33, P_{aDP} 分别为 0.10、0.12、0.11、0.11。

1961—2021 年各子流域 D - S 、 S - P 组合规律与 D - P 组合类似。单变量累积频率为 75% 时,“或”情况下澜沧江段干旱联合发生概率最大,“且”情况下湄公河段下游干旱联合发生概率最大;单变量累积频率为 50% 时,“或”情况下澜沧江段干旱联合发生概率最大,“且”情况下湄公河段上游干旱联合发生概率最大;单变量累积频率为 25% 时,“或”情况下湄公河段下游干旱联合发生概率最大,“且”情况下湄公河段上游干旱联合发生概率最大。即随着单变量累积频率的降低,“或”情况下二维干旱联合发生概率最高值区自北向南转移,“且”情况下二维干旱联合发生概率最高值区自南向北转移。

需要注意的是,如果只考虑“或”或“且”情况下干旱联合发生概率,干旱风险可能被高估(或低估)。需要综合分析“或”和“且”的情况,才能准确评估干旱风险。以 1961—2021 年澜沧江段 S - P 组合为例,当 S 、 P 分别超过 5.57 和 1.37(1961—2021 年澜沧江段干旱特征值均值)时,在“或”情况下干旱联合发生概率 P_{osp} 为 0.50,“且”情况下干旱联合发生概率 P_{asp} 为 0.28,实际应用时需要综合分析。

3.4.2 三维干旱联合发生概率

图 4、5 分别表示“或”和“且”情况下不同时段澜湄流域三维干旱联合发生概率。由图 4 可知,随着干旱特征值的增大,干旱联合发生概率逐渐减小。

分析澜沧江段,对其 1901—2021 年的单变量干旱特征值进行排频,计算并对比流域内 1901—

1960 年和 1961—2021 年的不同等级单变量干旱特征对应的多维干旱联合发生概率。当子流域单变量累积频率为 75% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 3 月、2.22 和 0.93 时,1961—2021 年在“或”情况下三维干旱联合发生概率 P_{oDSP} 、“且”情况下三维干旱联合发生概率 P_{aDSP} 分别为 0.90 和 0.62,相比 1901—1960 年分别增长了 0.15 和 0.13;当子流域单变量累积频率为 50% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 4 月、3.30 和 1.18 时,1961—2021 年 P_{oDSP} 、 P_{aDSP} 分别为 0.72 和 0.44,相比 1901—1960 年分别增长了 0.23 和 0.25;当子流域单变量累积频率为 25% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 6 月、5.60 和 1.50 时,1961—2021 年 P_{oDSP} 、 P_{aDSP} 分别为 0.44 和 0.20,相比 1901—1960 年分别增长了 0.22 和 0.18。由此可见,1961—2021 年澜沧江段在“或”情况和“且”情况下,单变量累积频率为 50% 时干旱联合发生概率增长幅度最大。由计算可得,湄公河段下游规律与澜沧江段一致。湄公河段上、中游在“或”情况下,单变量累积频率为 25% 时干旱联合发生概率增长幅度最大,在“且”情况下,单变量累积频率为 50% 时干旱联合发生概率增长幅度最大。即 1961—2021 年澜湄流域三维干旱联合发生概率普遍在单变量累积频率为 25%、50% 时增长幅度达到最大。

将 1961—2021 年各子流域单变量干旱特征值汇合排频,对比各子流域不同等级单变量干旱特征组合下三维干旱特征的差异。当单变量累积频率为 75% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 2 月、1.88 和 1.01 时,澜沧江段、湄公河段上、中、下游 P_{oDSP} 分别为

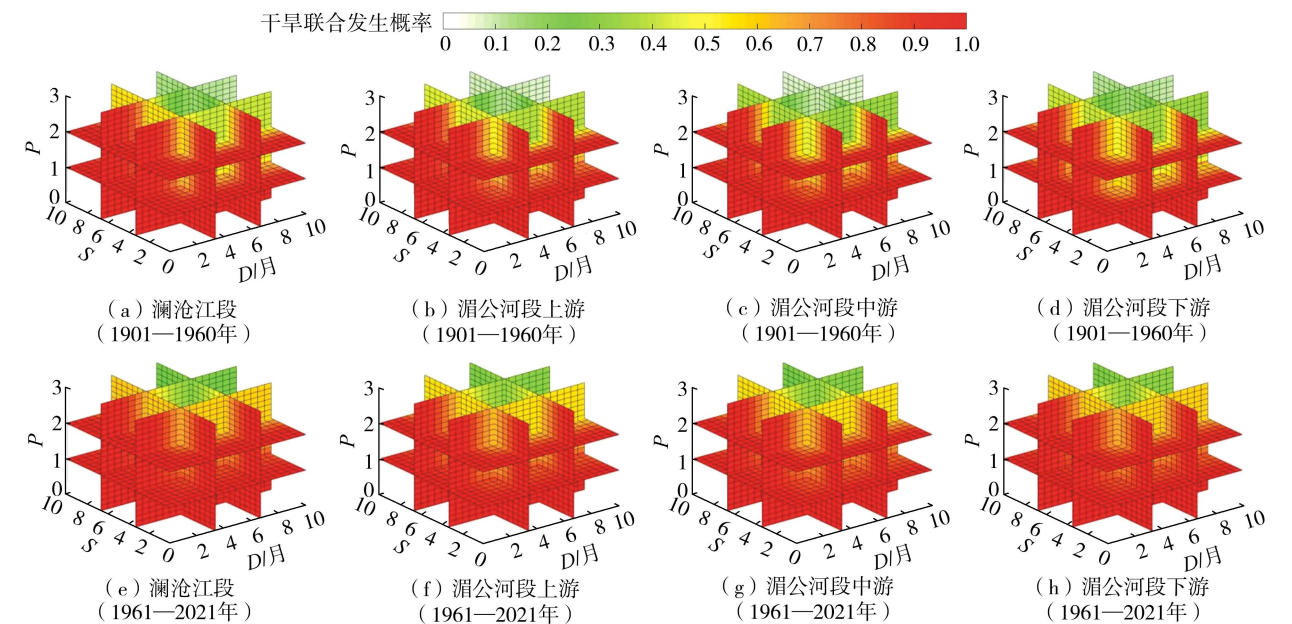


图 4 “或”情况下不同时段三维干旱联合发生概率

Fig.4 Three-dimensional drought joint occurrence probability for different periods in “or” case

干旱联合发生概率 0 0.1 0.2 0.3 0.4 0.5 0.6 0.7 0.8 0.9 1.0

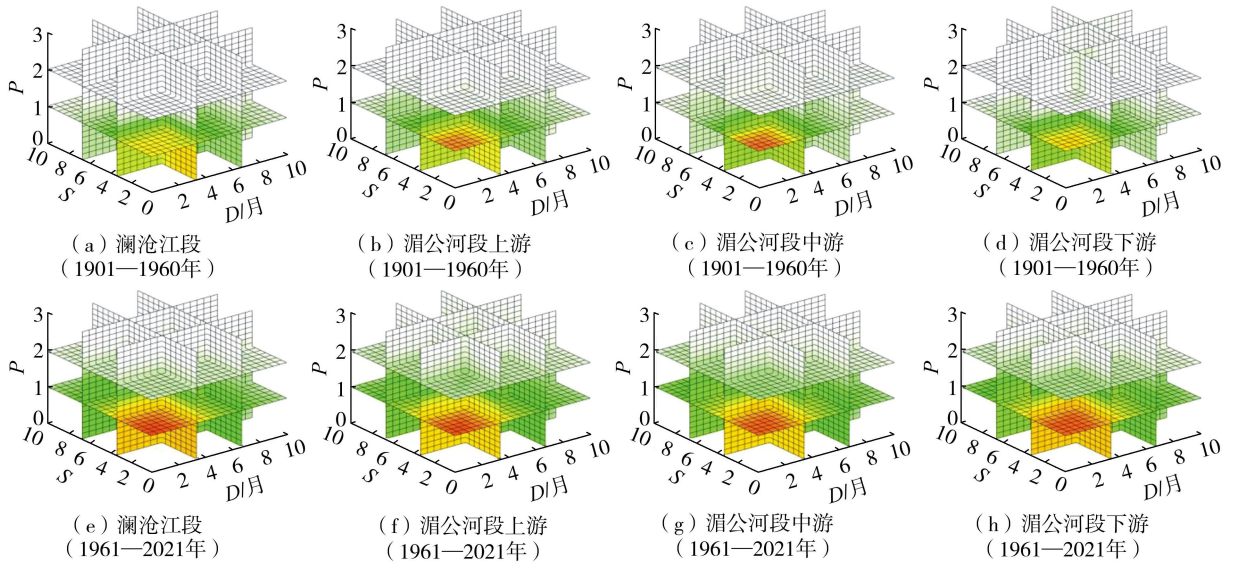


图5 “且”情况下不同时段三维干旱联合发生概率

Fig.5 Three-dimensional drought joint occurrence probability for different periods in “and” case

0.91、0.87、0.86、0.88, P_{aDSP} 分别为 0.72、0.72、0.74、0.77;当单变量累积频率为 50% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 4 月、3.75 和 1.36 时,澜沧江段、湄公河段上、中、下游 P_{oDSP} 分别为 0.62、0.57、0.60、0.62, P_{aDSP} 分别为 0.36、0.39、0.37、0.39;当单变量累积频率为 25% 时,即当 D 、 S 、 P 分别超过 7 月、7.65 和 1.78 时,澜沧江段、湄公河段上、中、下游 P_{oDSP} 分别为 0.28、0.30、0.31、0.32, P_{aDSP} 分别为 0.09、0.13、0.09、0.09。

单变量累积频率由 75% 变化至 50% 时,“或”情况下澜沧江段三维干旱联合发生概率均最大,“且”情况下湄公河段下游三维干旱联合发生概率均最大;单变量累积频率由 50% 变化至 25% 时,“或”情况下三维干旱联合发生概率最大的子流域由澜沧江段转变为湄公河段下游,“且”情况下三维干旱联合发生概率最大的子流域由湄公河段下游转变为湄公河段上游。即随着单变量累积频率的降低,“或”情况下三维干旱联合发生概率最高值区自北向南转移,“且”情况下三维干旱联合发生概率最高值区自南向北转移。

4 结 论

a. 时间上,1961—2021 年各子流域平均干旱程度均较 1901—1960 年更严峻,其中极端干旱事件(单变量累积频率为 25%、50%)的多维干旱联合发生概率增幅最大。

b. 空间上,1961—2021 年,随着干旱特征值的增加,“或”情况下多维干旱联合发生概率最高值区

自北向南转移,“且”情况下多维干旱联合发生概率最高值区自南向北转移。

参考文献:

- [1] 宋晓猛,张建云,占车生,等. 气候变化和人类活动对水文循环影响研究进展[J]. 水利学报,2013,44(7):779-790. (SONG Xiaomeng, ZHANG Jianyun, ZHAN Chesheng, et al. Review for impacts of climate change and human activities on water cycle[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2013, 44(7):779-790. (in Chinese))
- [2] 陈亚宁,李玉朋,李稚,等. 全球气候变化对干旱区影响分析[J]. 地球科学进展,2022,37(2):111-119. (CHEN Yaning, LI Yupeng, LI Zhi, et al. Analysis of the impact of global climate change on dryland areas[J]. Advances in Earth Science, 2022, 37(2):111-119. (in Chinese))
- [3] 吴志勇,白博宇,何海,等. 珠江流域 1981—2020 年水文干旱时空特征分析[J]. 河海大学学报(自然科学版),2023,51(1):1-9. (WU Zhiyong, BAI Boyu, HE Hai, et al. Temporal and spatial characteristics of hydrological drought in the Pearl River Basin from 1981 to 2020 [J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2023, 51(1):1-9. (in Chinese))
- [4] 运晓博,汤秋鸿,徐锡蒙,等. 气候变化对澜湄流域上下游水资源合作潜力的影响[J]. 气候变化研究进展,2020,16(5):555-563. (YUN Xiaobo, TANG Qihong, XU Ximeng, et al. Impact of climate change on water resource cooperation between the upstream and downstream of the Lancang-Mekong River Basin [J]. Climate Change Research, 2020, 16(5):555-563. (in Chinese))
- [5] 龙笛,韩忠颖,王一鸣. 变化环境下澜沧江-湄公河流域

- 干旱趋势 [J]. 水科学进展, 2022, 33 (5): 766-779. (LONG Di, HAN Zhongying, WANG Yiming. Projection of future droughts across the Lancang-Mekong River under a changing environment[J]. Advances in Water Science, 2022, 33(5): 766-779. (in Chinese))
- [6] TUONG V, HOANG T V, CHOU T Y, et al. Extreme droughts change in the Mekong River Basin: a multidisciplinary analysis based on satellite data [J]. Water, 2021, 13(19): 2682.
- [7] DONG Zhiqiang, LIU Hui, BAIYINBAOLIGAO, et al. Future projection of seasonal drought characteristics using CMIP6 in the Lancang-Mekong River Basin[J]. Journal of Hydrology, 2022, 610: 127815.
- [8] MA Mingwei, SONG Songbai, REN Liliang, et al. Multivariate drought characteristics using trivariate Gaussian and student-t copulas [J]. Hydrological Processes, 2013, 27(8): 1175-1190.
- [9] SAGHAFIAN B, MEHDIKHANI H. Drought characterization using a new copula-based trivariate approach[J]. Natural Hazards, 2014, 72(3): 1391-1407.
- [10] FENG Kai, SU Xiaoling, SINGH V P, et al. Dynamic evolution and frequency analysis of hydrological drought from a three-dimensional perspective [J]. Journal of Hydrology, 2021, 600: 126675.
- [11] HU Zengyun, ZHOU Qiming, CHEN Xi, et al. Evaluation of three global gridded precipitation data sets in central Asia based on rain gauge observations [J]. International Journal of Climatology, 2018, 38(9): 3475-3493.
- [12] 刘波, 肖子牛. 多源降水数据在澜沧江-湄公河流域的比较研究[J]. 干旱区地理, 2011, 34(6): 958-966. (LIU Bo, XIAO Ziniu. Comparison of different precipitation datasets in Lancang-Mekong River Basin [J]. Arid Land Geography, 2011, 34(6): 958-966. (in Chinese))
- [13] 卫林勇, 江善虎, 任立良等. CRU 产品在中国大陆的干旱事件时间性效用评估 [J]. 水资源保护, 2021, 37 (2): 112-120. (WEI Linyong, JIANG Shanhu, REN Liliang, et al. Utility assessment of CRU products for temporality of drought events in China's mainland [J]. Water Resources Protection, 2021, 37 (2): 112-120. (in Chinese))
- [14] QUANG C N X, HOA H V, GIANG N N H, et al. Assessment of meteorological drought in the Vietnamese Mekong delta in period 1985-2018 [C]//IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, Volume 652, International Conference on Environment, Resources and Earth Science. Ho Chi Minh City: IOP Publishing, 2021.
- [15] 宋玉鑫, 马军霞, 左其亭, 等. 新疆多时间尺度干湿变化特征分析 [J]. 水资源保护, 2021, 37 (2): 43-48. SONG Yuxin, MA Junxia, ZUO Qiting, et al. Analysis on characteristics of dry-wet variation on multi-time scale in Xinjiang [J]. Water Resources Protection, 2021, 37 (2): 43-48. (in Chinese))
- [16] 洪思扬, 程涛. 京津冀地区干旱事件时空聚集性特征分析 [J]. 水资源保护, 2022, 38 (5): 87-95. (HONG Siyang, CHENG Tao. Analysis on spatial-temporal gathering characteristics of drought events in Beijing-Tianjin-Hebei region [J]. Water Resources Protection, 2022, 38(5): 87-95. (in Chinese))
- [17] YANG Cuiping, TUO Yunfei, MA Jimin, et al. Spatial and temporal evolution characteristics of drought in Yunnan Province from 1969 to 2018 based on SPI/SPEI [J]. Water, Air & Soil Pollution, 2019, 230(11): 269.
- [18] DRACUP J A, LEE K S, PAULSON JR E G. On the definition of droughts [J]. Water Resources Research, 1980, 16(2): 297-302.
- [19] HE Jun, YANG Xiaohua, LI Zhe, et al. Spatiotemporal variations of meteorological droughts in China during 1961-2014: an investigation based on multi-threshold identification [J]. International Journal of Disaster Risk Science, 2016, 7(1): 63-76.
- [20] 中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局, 中国国家标准化管理委员会. 气象干旱等级: GB/T 20481—2017 [S]. 北京: 中国标准出版社, 2017.
- [21] 周玉良, 周平, 金菊良, 等. 基于供水水源的干旱指数及在昆明干旱频率分析中应用 [J]. 水利学报, 2014, 45 (9): 1038-1047. (ZHOU Yuliang, ZHOU Ping, JIN Juliang, et al. Establishment of hydrological drought index based on sources of regional water supply and its application to drought frequency analysis for Kunming [J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2014, 45 (9): 1038-1047. (in Chinese))
- [22] 澜渭水资源合作中心. 澜渭流域干旱特性与水库调度影响评估研究报告 [R/OL]. 澜渭水资源合作信息共享平台 (2021-05-08) [2023-04-19]. http://cn.lmcwater.org.cn/cooperative_achievements/major_events/characteristics_streamflow/report/202105/t20210508_35564.html.
- [23] SALVADORI G, DE MICHELE C. Multivariate real-time assessment of droughts via copula-based multi-site hazard trajectories and fans [J]. Journal of Hydrology, 2015, 526: 101-115.
- [24] TOSUNOGLU F, CAN I. Application of Copulas for regional bivariate frequency analysis of meteorological droughts in Turkey [J]. Natural Hazards, 2016, 82 (3): 1457-1477.
- [25] KOJADINOVIC I, YAN Jun. Modeling multivariate distributions with continuous margins using the Copula R package [J]. Journal of Statistical Software, 2010, 34(9): 1-20.

(收稿日期: 2023-04-19 编辑: 施业)