

基于 Copula 的横断山区非平稳性气象干旱特征

刘瑞琳^{1,2}, 孙鹏^{1,2}, 张强^{3,4}, 卞耀劲^{1,2}, 马梓策^{1,2}, 邹逸凡^{1,2}, 吕胤峰^{1,2}

(1.安徽师范大学 地理与旅游学院, 安徽 芜湖 241002;

2.江淮流域地表过程与区域响应安徽省重点实验室, 安徽 芜湖 241002;

3.北京师范大学 地理科学学部, 北京 100875; 4.北京师范大学 环境演变与自然灾害教育部重点实验室, 北京 100875)

摘 要:为评估气候变化背景下横断山区的干旱时空演变特征规律,基于 1961—2019 年横断山区 94 个气象站逐月气象数据计算得到非平稳的标准化降水蒸散指数(NSPEI)表征气象干旱,并利用游程理论、单变量和多变量 Copula 方法,揭示干旱特征在不同重现期下的联合分布特征。结果表明:(1)横断山区发生干旱的频率在 33%~80%,南部高于北部,对于不同干旱程度,轻旱比极旱高 48%左右,重旱和极旱主要集中在南部,轻旱和中旱基本上在整个横断山区都发生过,但是依然南部高于北部。横断山区不同月尺度的干旱程度存在空间差异性。秋季和夏季的干旱程度小于冬季和春季,3 月份的干旱程度要高于其他月份,干旱程度为 20.97~38.10。(2)广义帕累托分布函数(GP)是干旱历时的拟合最优单变量分布函数,广义极值分布函数(GEV)是干旱烈度的拟合最优单变量分布函数,Gaussian 函数是拟合效果最优的 Copula 分布函数。(3)干旱烈度的空间分布特征和干旱历时几乎一致,横断山区出现长历时、高烈度概率南部小于北部。大于 10 年一遇的干旱历时可以超过一年,大于 50 年一遇的干旱烈度可以达到 100。空间分布上,横断山区北部呈现东西向分布,受到纬度影响,在中部和南部呈现南北向的分布主要受到纵向岭谷的地形制约。(4)干旱历时>10.07,干旱烈度>36.96 的联合重现期>0.01,同现重现期<0.01,即联合重现期>预定重现期>同现重现期,联合重现期横断山区的中西部缘区和中南部的部分地区联合重现期高于横断山区的其他区域,同现重现期的空间分布与联合重现期相反。总体而言,从干旱频次上来看,横断山区总体上南部要高于北部,而干旱程度北部要高于南部,同时在不同的重现期下,北部干旱风险要高于南部,因此未来在干旱风险防范方面要关注到横断山区的北部地区。

关键词:NSPEI; 游程理论; Copula 函数; 重现期

中图分类号:P467

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2022)01-0213-11

Characteristics of Non-Stationary Meteorological Drought in Hengduan Mountains Based on Copula

LIU Ruilin^{1,2}, SUN Peng^{1,2}, ZHANG Qiang^{3,4}, BIAN Yaojin^{1,2},
MA Zice^{1,2}, ZOU Yifan^{1,2}, LYU Yinfeng^{1,2}

(1.School of Geography and Tourism, Anhui Normal University, Wuhu, Anhui 241002, China; 2.State Key Laboratory of Earth Surface Processes and Resource Response in the Yangtze-Huaihe River Basin, Wuhu, Anhui 241002, China; 3.Faculty of Geographical Science, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 4.Key Laboratory of Environmental Change and Natural Disaster, Ministry of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract:In order to reflect the temporal and spatial evolution characteristics of drought in the Hengduan Mountains under the background of climate change, meteorological drought was expressed by NSPEI obtained based on the monthly meteorological data of 94 meteorological stations in the Hengduan Mountains from 1961 to 2019, and the joint distribution of drought characteristics under different return periods in the Hengduan Mountains were revealed by using the run theory, univariate and multivariate Copula methods. The results showed that: (1) the frequency of drought in the Hengduan Mountains was 33% to 80%, and the frequency of drought in the south was higher than that in the north; with respect to different drought levels,

收稿日期:2021-01-16

修回日期:2021-02-17

资助项目:第二次青藏高原综合科学考察研究“任务九专题六:综合灾害风险评价与防御”(2019QZKK0906);科技部国家重点研发计划项目“不同升温情景下区域气象灾害风险评估”(2019YFA0606900);安徽高校协同创新项目“国产高分辨率对地观测系统安徽区域综合应用示范”(GXXT2019047);安徽省科技重大专项“现代农业遥感监测系统构建与产业化应用”(202003a06020002);安徽省自然科学基金优秀项目(2108085Y13);安徽高校协同创新项目(GXXT-2021-048,GXXT 2019047);高校优秀青年人才支持计划重点项目(gxyqZD2021094)

第一作者:刘瑞琳(1998—),女,安徽合肥人,硕士研究生,主要从事气象水文学方面工作。E-mail:942823702@qq.com

通信作者:孙鹏(1986—),男,山东青岛人,博士,教授,主要从事于气象水文学和灾害风险评估方面研究工作。E-mail:sun68peng@163.com

the frequency of mild drought was 48% higher than that of extreme drought, the severe and extreme droughts mainly concentrated in the south, and light drought and moderate drought occurred in the whole Hengduan Mountains, but the frequency was still higher in the south than that in the north; there was spatial difference in drought level at different monthly scales in Hengduan Mountains; the level of drought in autumn and summer was less than that in winter and spring, and the level in March was higher than other months, with the level of drought ranging from 20.97 to 38.10; (2) the generalized Pareto distribution function (GP) was the optimal fitting univariate distribution function of drought duration, the generalized extreme distribution function (GEV) was the optimal fitting univariate distribution function of drought severity, and the Gaussian function was the optimal fitting Copula distribution function; (3) the spatial distribution characteristics of drought severity was almost the same with drought duration, the probability of long duration and high severity in the south was less than that in the north; drought duration that occurred more than once in a decade could last more than a year, and droughts severity that occurred more than once in fifty years could last more than one hundred. The spatial distribution was influenced by latitude in the northern of Hengduan Mountains, and presented the east-west distribution, while the distribution in the center and south presented the north-south distribution, which was mainly restricted by the longitudinal mountains and valleys. (4) drought duration >10.07 , drought intensity >36.96 , the joint return period >0.01 , co-occurrence return period <0.01 , meant joint return period $>$ predetermined return period $>$ co-occurrence return period. The joint return period in the central and western margin of Hengduan Mountains was higher than that other areas, and the spatial distribution of the co-occurrence return period was opposite to the joint return period. In general, the drought frequency in southern part of Hengduan Mountain was higher than that in the northern part, and the drought level in the northern part was higher than that in the southern part. Meanwhile, the drought risk in the northern part was higher than that in the southern part under different return periods. Therefore, the attention should be paid to the prevention of drought risk in the northern part of Hengduan Mountain region in the future.

Keywords: NSPEI; theory of run; Copulas function; return period

干旱发生的频次高、持续时间长、影响范围广,会对区域的自然生态环境,农业和社会生产等方面产生负面影响,引起了人们的广泛关注^[1-3]。IPCC 第五次报告中指出的全球变暖和温室气体排放量的增加,会导致极端气候的增多,各地区干旱风险都有可能增加^[4-5],因此干旱事件得到了国内外学者的广泛关注。目前有很多的干旱监测指数,例如 SPEI(标准化降水蒸发蒸腾指数)^[6];SPI(标准化降水指数)^[7];PDSI(Palmer 干旱严重程度指数)^[8-9];CI(综合气象干旱指数)等^[10],但是对于某一指标来说,例如 PDSI 为固定的时间尺度,因此对发展或者减少中的干旱反映比较迟钝;SPI 则是根据长期降水数据计算各种的时间尺度的降水序列,但是会忽略蒸发的影响,对于模拟干燥条件下的降水分布可能会产生较大差异;SPEI 考虑了多时间尺度的地面蒸散对于干旱的影响,但是却对地面的增温过于敏感^[11],随着全球气候变化,越来越多学者意识到干旱的趋势变化是一个非平稳的过程,例如鲁帆等基于极端降水等提出了非平稳的时间序列极值统计模型^[12],Bazrafshan J 等提出 NRD 应用于南澳大利亚的气候^[13],Liu Y 等提出了基于物

理的自校正的帕尔默干旱严重指数及其性能评价等^[14]。对于干旱事件的干旱特征的概率分布可以利用单变量边缘分布函数进行估算,同一干旱事件的不同特征有一定的相关性^[15],但是单变量边缘分布函数具有一定的局限性,通常采用 Copula 函数分析多变量的联合分布频率^[16],例如王晓峰等利用 Copula 函数联合干旱历时和干旱烈度计算重现期对陕北地区干旱风险进行评估^[17],姚蕊等利用 Joe-Copula 分析了淮河流域的水文干旱频率特征等^[18]。

我国是干旱事件较为频发的国家,近几十年以来,极端干旱事件发生的频率增多^[19-20],并有从西北向西南蔓延的趋势,横断山区位于我国青藏高原的东南缘,是我国西南纵向岭谷的重要组成部分,自然资源丰富,其自然环境、农业和社会生产生活等都受到极端干旱事件的制约^[21-23],目前,对于横断山区干旱特征的研究主要包括在气温、降水^[24],潜在蒸散发等^[25]常规的单一要素方面,横断山区纵向岭谷的“通道—阻隔”效应对气候环境的影响^[26],以及横断山区干旱河谷的干湿状况和影响因子等^[27]。SPEI 结合 PDSI 和 SPI 的优点,且具有多时间尺度,是目

前较为成熟的干旱监测指数^[28],NSPEI 是在 SPEI 基础上的改进,适用于平稳性和非平稳性,克服了 SPEI 对温度过于敏感,以及对干旱程度和干旱历时的高估,同时经过平稳性检验后发现非平稳性主要在我国青藏高原和横断山区等地区,而目前的非平稳性指数,大多是基于 GAMLSS 模型或者气候因子建模,在算法上较为复杂,在气候因子的数据方面也有一定的局限性^[11],因此本文基于 NSPEI(非平稳性标准化降水蒸散发指数)分析横断山区干旱的时空分布特征,利用单变量边缘分布函数和 Copula 分布函数计算横断山区干旱历时和干旱烈度重现期,表征横断山区干旱的空间分布特征,为该地区的区域规划和干旱防控治理提供参考,以减少区域的自然和经济损失^[29]。

1 资料来源与研究方法

1.1 数据来源

本文所涉及到的气象数据是由国家气候中心(NCC)和科考市州气象局提供的横断山区的 94 个气象站点(图 1)的降水、蒸发、湿度、太阳辐射、日照时数、最低气温、最高气温、平均气温和风速等逐日数据。

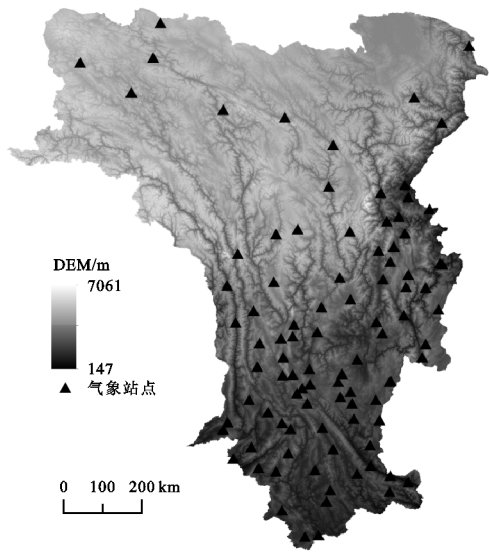


图 1 横断山区气象站点分布

1.2 研究方法

1.2.1 非平稳性的标准化降水蒸散发指数(NSPEI)
本文采用的是在 SPEI^[11]基础上修正的非平稳的 SPEI 指数计算 1961—2019 年年逐日潜在蒸散量,与 SPEI 一样 NSPEI 具有多时相特征,可以考虑不同的干旱类型,NSPEI 既考虑了降水也考虑了温度对于干旱影响,同时考虑了干旱过程的非平稳性,能够有效的增加对于干旱事件的识别、提高预测的精度。

计算过程为: D_t 指的是不同时间下的降水与蒸散发的差^[11]。

$$D_t = P_t - PET_t \tag{1}$$

式中: D_t 是时间序列; P 降水; PET 是潜在蒸发量。

根据式(2)对 D_t 拟合,

$$SS_{D_t}(h) = \sum_{i=1}^n [D_t - f(D_t)]^2 + h \int_{t_{\min}}^{t_{\max}} [f^n(D_t)]^2 dt \tag{2}$$

式中: S 为太阳辐射; t 为时间; h 为平滑参数; t_{\max} 为最高气温; t_{\min} 为最低气温; f 为 D_t 的线性拟合函数。

时变的位置参数:

$$\gamma_{D_t} = \text{loess}(D_t) \tag{3}$$

基于时变的 D_t 分布函数

$$f(D_t | \alpha, \beta, \gamma_{D_t}) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{D_t - \gamma_{D_t}}{\alpha} \right)^{\beta-1} \left[1 + \left(\frac{D_t - \gamma_{D_t}}{\alpha} \right)^{\beta} \right]^{-2} \tag{4}$$

式中: α, β, γ 分别是尺度,形状,位置参数。本文采用经验频率的概率加权矩法(PWM_S)估计参数 α, β, γ , PWM_S具体计算公式如下:

$$w_s = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{(N-t+0.35)^s D_t}{N} \tag{5}$$

式中: w_s 是 s 阶的 PWN,其中 $s=4$; N 是数据的长度。

D_t 均值随时间序列变换,平滑样条函数拟合的趋势值即位置参数是不断变化的,只有当均值不变时,位置参数才保持不变,那么 NSPEI 和 SPEI 值保持一致,利用 $K-S$ 判断是否符合 Log-logistic 分布。

$$F(x) = \int_0^x f(D_t | \alpha, \beta, \gamma_{D_t}) dt \left[1 + \left(\frac{\alpha}{D_t - \gamma_{D_t}} \right)^{\beta} \right]^{-1} \tag{6}$$

$$NSPEI = W - \frac{C_0 + C_2 + C_3 W^2}{1 + d_1 W + d_2 W^2 + d_3 W^3}, W = -2 \ln(P) \tag{7}$$

式中: F 为频率估计,当 $p \leq 0.5$, P 为累积概率, $p = 1 - F(x)$;当 $p > 0.5$,则 $p = 1 - P$;其他参数为 $C_0 = 2.515\ 517$, $C_1 = 0.802\ 853$, $C_2 = 0.01028$, $d_1 = 1.432788$, $d_2 = 0.189269$, $d_3 = 0.001308$,计算 NSPEI。NSPEI 的干旱分类(表 1)。

表 1 NSPEI 干旱等级划分

等级	NSPEI 值
无旱	NSPEI>0
轻度干旱	-0.99≤NSPEI<0
中度干旱	-1.49≤NSPEI<-1
重度干旱	-1.99≤NSPEI<-1.5
极端干旱	NSPEI≤-2

1.2.2 干旱的定量表征 干旱的定量分析主要是通过干旱事件的属性来进行表征的,本文主要指的是干旱强度、干旱频率^[29],干旱强度 Q 主要表示的每月的干旱的严重程度,根据 NSPEI 干旱等级划分(表 1),是指 NSPEI<0 时 NSPEI 的累计值(式 8),

$$Q_i = \sum_{j=1961}^{2019} \sum_{i=1}^{12} \text{NSPEI}_{ij} \quad (8)$$

式中: NSPEI_{ij} 为小于 0 的 NSPEI 值; $i=1,2,3,\dots,12$ 表示 12 个月; $j=1961,1962,\dots,2019$ 表示时间序列长度;

干旱频率 P 表示的不同程度的干旱事件在总的干旱事件的比例(式 9),

$$P = \left(\frac{m}{n} \right) \times 100\% \quad (9)$$

式中: m 为干旱事件的月数; M 为总月数。

1.2.3 干旱特征的识别 游程理论是一种有效的时间序列分析方法^[16], Yevjevich 最早提出这一理论, 可以用于识别干旱事件的干旱特征。由图 2 可知, 根据 NSPEI 的干旱等级的划分(表 1), 确定 R_0 为截取水平, 用于识别干旱事件, 当 $R < R_0$ 时为干旱事件, 出现负游程。当 $R < R_0$ 时, 干旱历时 D 为时间长度(如 $t_2 - t_1$), 当 $R < R_0$ 时, 干旱烈度 S 为红色部分(如 S_A, S_B 等)^[16]。

干旱历时 D 表示的一次干旱时间开始到结束的时间, 即 $t_2 - t_1$; 干旱烈度 S 表示的是一次连续的干旱时间的 NSPEI 的累计值(式 10),

$$S_{\text{NSPEI}} = - \sum_{i=1}^D \text{NSPEI}_i \quad (10)$$

式中: D 为干旱历时; S 为干旱烈度。

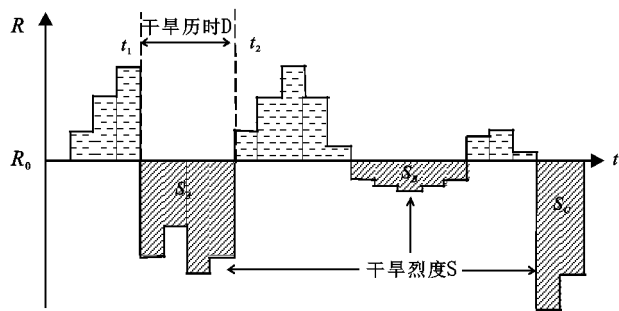


图 2 游程理论干旱示意图

1.2.4 分布函数 单变量频率分布函数。建立联合分布之前需要先确定不同干旱特征的各自的边缘分布函数, 根据游程理论确定的横断山区干旱事件的干旱特征, 选取 Birnbaum-Saunders, Exponential, Extreme value, Gamma, Generalized extreme value, Generalized Pareto, Inverse Gaussian, Logistic, Log-logistic, Lognormal, Nakagami, Normal, Rayleigh, Rician, t location-scale, Weibull 这 16 种应用较为广泛的概率分布函数进行拟合, 利用 NLogL, BIC, AIC, AICc 检验概率分布函数的拟合优度, 当 NLogL, BIC, AIC, AICc 的值越小, 拟合优度越高, 利用线性矩来估计分布函数的参数, 因为线性矩是最为稳健的参数估计方法^[18]。

1.2.5 Copula 函数 对于 24 种 Copula 分布函数 Gaussian, t , Clayton, Frank, Gumbel, Independence,

AMH, Joe, FGM, Plackett, Cuadras-Auge, Raftery, Shih-Louis, Linear-Spearman, Cubic, Burr, Nelsen, Galambos, Marshal-Olkin, Fischer-Hinzmann, Roch-Alegre, Fischer-Kock, BB1, BB5, 利用 max-Likelihood, AIC, BIC, RMSE, NSE 检验分布函数的拟合优度^[18]。

Copula 是在 $[0, 1]$ 区间上均匀分布的边缘分布函数, 按照 Sklar 定理, 设 H 为一个 n 维的分布函数, F_1, F_2, \dots, F_n 为其变量的边缘分布^[23], 那么一定存在一个 n 维的 Copula 分布函数 C , 使得对于任意 $x \in R_n$ 都有:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)] \quad (11)$$

如果变量的边缘分布 F_1, F_2, \dots, F_n 是连续的, 那么 C 是唯一的, 相反的, 如果 C 是一个 n 维的, 那么变量的边缘分布 F_1, F_2, \dots, F_n 就是其分布函数。

1.2.6 重现期计算 在气象干旱事件中, 两变量的 Copula 联合分布, 对于干旱特征中干旱历时(D)或干旱烈度(S)不超过某一特定值, 即联合重现期 T_0 ; 干旱特征中干旱历时(D)和干旱烈度(S)都不超过某一特定值^[23], 即同现重现期 T_a 计算公式分别为:

$$T_{0(D>d \text{ or } S>s)} = \frac{1}{1 - C[F_D(D), F_S(S)]} \quad (12)$$

$$T_{(D>d \text{ and } S>s)} = \frac{1}{1 - F_D(D) - F_S(S) + C[F_D(D), F_S(S)]} \quad (13)$$

单变量干旱历时重现期和干旱烈度重现期:

$$T_{(D)} = \frac{1}{1 - F_D(D)} \quad (14)$$

$$T_{(S)} = \frac{1}{1 - F_S(S)} \quad (15)$$

2 结果与分析

2.1 干旱特征的时空分布

图 3 表示的是横断山区 1961—2019 年不同等级干旱频率的空间分布状况, 由图可知不同等级的干旱在研究区上存在差异性。从总体上来看, 轻旱在横断山区内发生的频率最高, 包括了横断山区的北部, 中部和南部的大部分地区, 轻旱、中旱发生的总频率最高可达 65%, 在空间分布上, 横断山区北部呈现块状分布特征, 中部和南部呈现南北向的带状和点状分布特征。

从不同等级的干旱事件上来看, 轻旱发生于整个横断山区, 即在 1961—2019 年横断山区都发生过干旱, 轻旱发生的频率约 30%~48%, 轻旱频率的高值区主要分布在横断山区的北部的大部分地区, 中部主要呈现的是两个南北走向的带状的分布, 南部呈现块

状和带状分布,高值中心的轻旱频率大约为 48%;中旱在横断山区的东北部和中西部地区以及西南部地区发生的频率要明显高于其他地区,大约是在 17%左右,即中旱频率与轻旱频率的空间分布具有相似性;重旱和极旱频率的空间分布和轻旱、中旱频率存在很大的差异性,尽管横断山区北部轻旱和中旱频率较大,但重旱和极旱频率很低,甚至在部分区

域没有发生过重旱和极旱事件,重旱主要在横断山区的北部的西缘地区,即在青藏高原的边缘,除此以外,横断山区中部和南部的大部分地区发生重度干旱的概率大约在 5%~10%,大致为南北向的带状分布;显然横断山区发生过极旱的地区相比于其他程度的干旱事件缩小很多,并且各地发生极旱的频率都很低,约为 1%~4%。

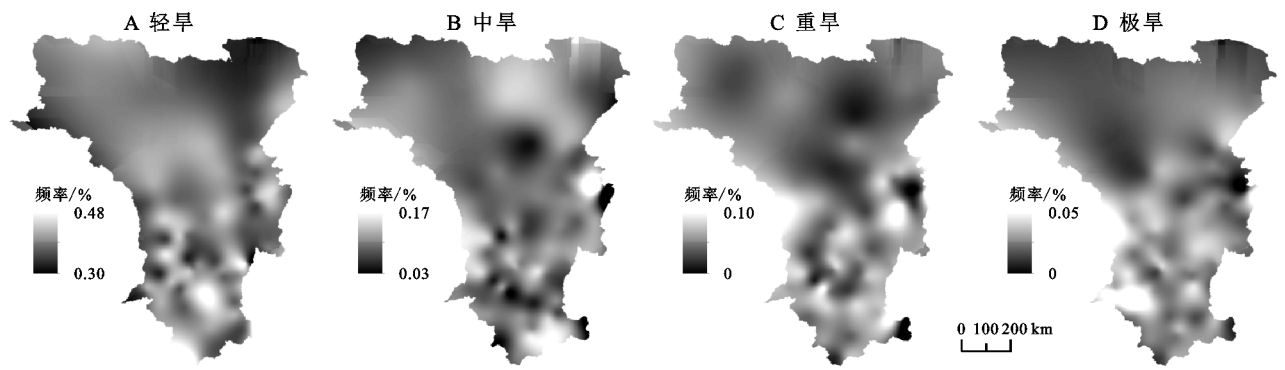


图 3 1961—2019 年各等级干旱发生频率分布

图 4 表示是 1961—2019 年横断山区不同月尺度干旱的空间分布,从总体上来看,不同月尺度的干旱在空间分布上具有一定的差异性,横断山区北部在不同的月尺度下干旱的分布范围大于横断山区的中部和南部。

不同月尺度从空间上来看,1 月份干旱的高值区位于横断山区的北部北纬 28°以北的青藏高原区、中部山岭之间的河谷地区,以及横断山区的西南部;2 月份横断山区北部干旱高值区的范围进一步向南扩大;3 月份横断山区中部和南部干旱高值区的范围缩小;到 4 月份北部的干旱高值区范围减少,横断山区中部和南部干旱范围扩大,尽管干旱高值区仍占据了北部的大部分地区;5—6 月份干旱高值区范围进一步缩小,在研究区的北部最为明显,干旱程度较于 1—4 月明显减弱;7 月份,尽管北部的干旱高值区范围所有增加;8 月份干旱范围在中部和南部进一步增加;9 月份干旱高值区又开始缩小,主要集中在横断山区的北部和中部的部分地区;10—11 月份干旱高值区在横断山区的西北部、东北部呈现块状分布,中部偏东、南部偏西则呈现条带状分布;12 月份北部的干旱范围减少,中部和南部空间特征具有一定的一致性。不同月尺度的干旱程度的空间分布主要受到地形起伏的影响,导致气流移动过程受到的阻碍,形成特殊的屏障和通道^[23],导致温度和降水分布的不均匀。

从数值上来看,10—1 月、6—8 月的干旱程度高于其他月份,干旱高值中的最高值和最低值相差 12,说明冬夏季干旱的程度要高于其他季节,主要是因为冬季温度低,蒸发少,同时横断山区主要是受到季风气候、山地气候和高原气候的影响,冬季的降水量少,

气温低,导致干旱程度的增加,夏季主要是因为温度高,虽然西南季风和东南季风带来的降水量大,但是由于横断山区青藏高原以及纵向山岭的阻挡,导致迎风坡降水多,背风坡降水少形成雨影区,容易在背风坡和河谷地区发生干旱。

总而言之,不同等级的干旱事件发生的频率在空间的分布上存在明显差异,轻旱、中旱的空间差异性不显著,表明在横断山区,虽然轻旱、中旱在不同的地区发生的频率都发生变化,但是总体来说发生的频率的空间分布差别不大,即各地都几乎不同程度发生过轻旱和中旱,随着干旱等级的增加,其空间分布的差异性逐渐明显,主要是随着干旱程度的增加,其空间分布的范围在逐渐缩小,即重旱、极旱并不是在所有的地区都发生过,各地区发生的频率明显不同。由此可见,横断山区地形的起伏和纵向山谷的分布特征所导致的降水量的不均匀和气温分布的差异,影响了不同干旱等级的空间差异性,致使干旱频率的空间分布具有一定的地域性。

2.2 干旱特征的单变量分析

不同区域和不同研究对象对于概率分布函数的选择是不同的,因此在决定频率分布函数之前进行分布函数拟合优度的分析是很有必要的。表 2 表示 16 种分布函数拟合优度的统计结果,干旱烈度中 GEV 为拟合最优的站点占总站点的 91%其他的分布函数为最优分布函数的为 9%,因此本文选择 GEV 来研究干旱烈度;干旱历时中 GP 为最优分布函数的站点占 55%,其他分布函数为最优分布函数为 45%,因此本文选择 GP 来研究干旱历时。

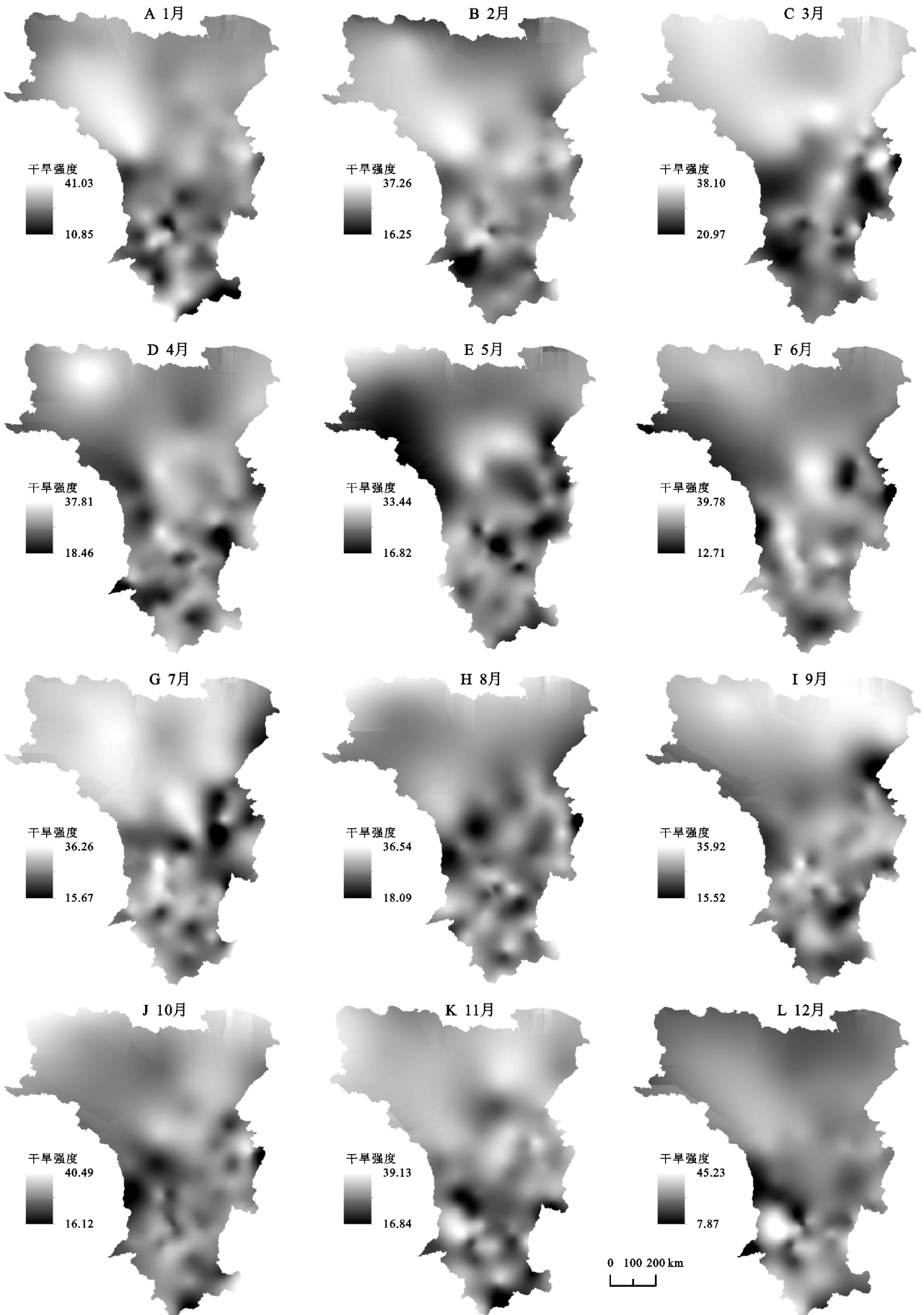


图 4 1961—2019 年干旱强度的月尺度空间分布

表 2 94 个站点干旱历时和干旱烈度 16 种分布函数拟合优度统结果

单变量 分布函数	干旱历时拟合 优度统计占比/%	干旱烈度拟合 优度统计占比/%
GEV	45	91
GP	55	9

图 5 和图 6 分别表示的是干旱历时对应的单变量重现期和干旱烈度对应的单变量重现期。由图 5 可知,从空间上来看,干旱历时的重现期小于 10 年一遇,随着

重现期的增加,干旱历时和干旱烈度的高值区范围也有所增加,从北部以中和南部的部分地区向横断山区的其他地区扩大,当重现其大于 20 年一遇,干旱历时的高值区随着重现期的增加,其空间分布保持一致,即在横断山区中部和南部呈现点状的分布特征,主要是受到特殊的地形和水文分布状况的影响,表明随着干旱重现期的增加,横断山区北部的青藏高原地区以及横断山去中部和南部的河谷和背风坡遇到长历时干旱事件要明显高于横断山区的中部和南部的山地迎风坡和河流流经地。

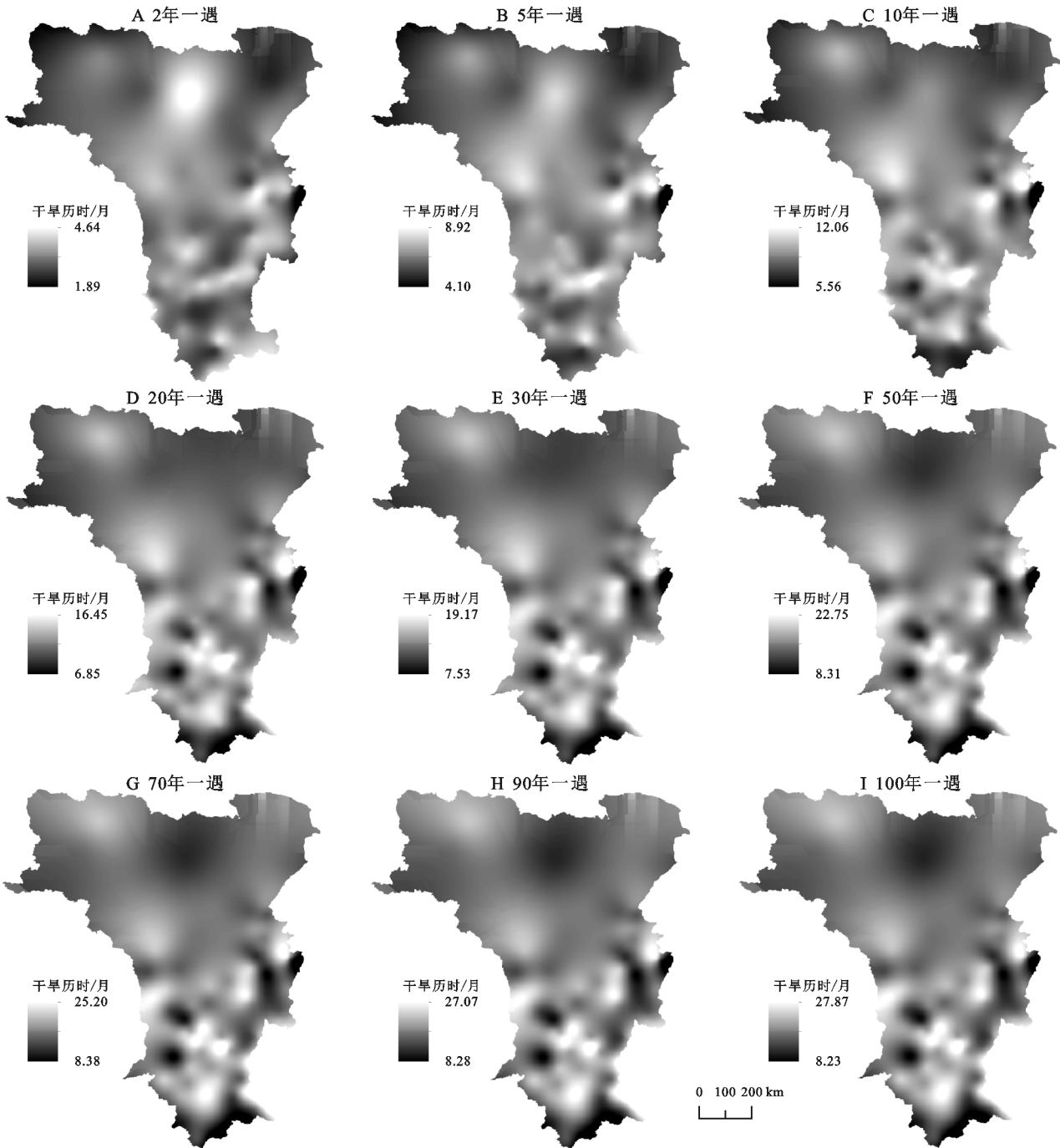


图 5 横断山区 94 个站点干旱历时对应的单变量重现期

由图 6 可知,由于在空间分布上干旱历时和干旱烈度的空间分布具有一致性,即当重现期小于 10 年

一遇时,干旱烈度的范围由北部向中部和南部逐渐扩大,小于百年一遇的重现期的干旱烈度在空间分布上

几乎保持一致,即在同一重现期下,中西部和南部的部分地区发生强烈度干旱事件的概率要明显小于其他地区。同时,从数值上来看,横断山区的中西部干

旱烈度的增加最为显著,大约增加了 280,说明在百年一遇的情况下,横断山区的中西部相比于其他地区更难遇到强烈度的干旱事件。

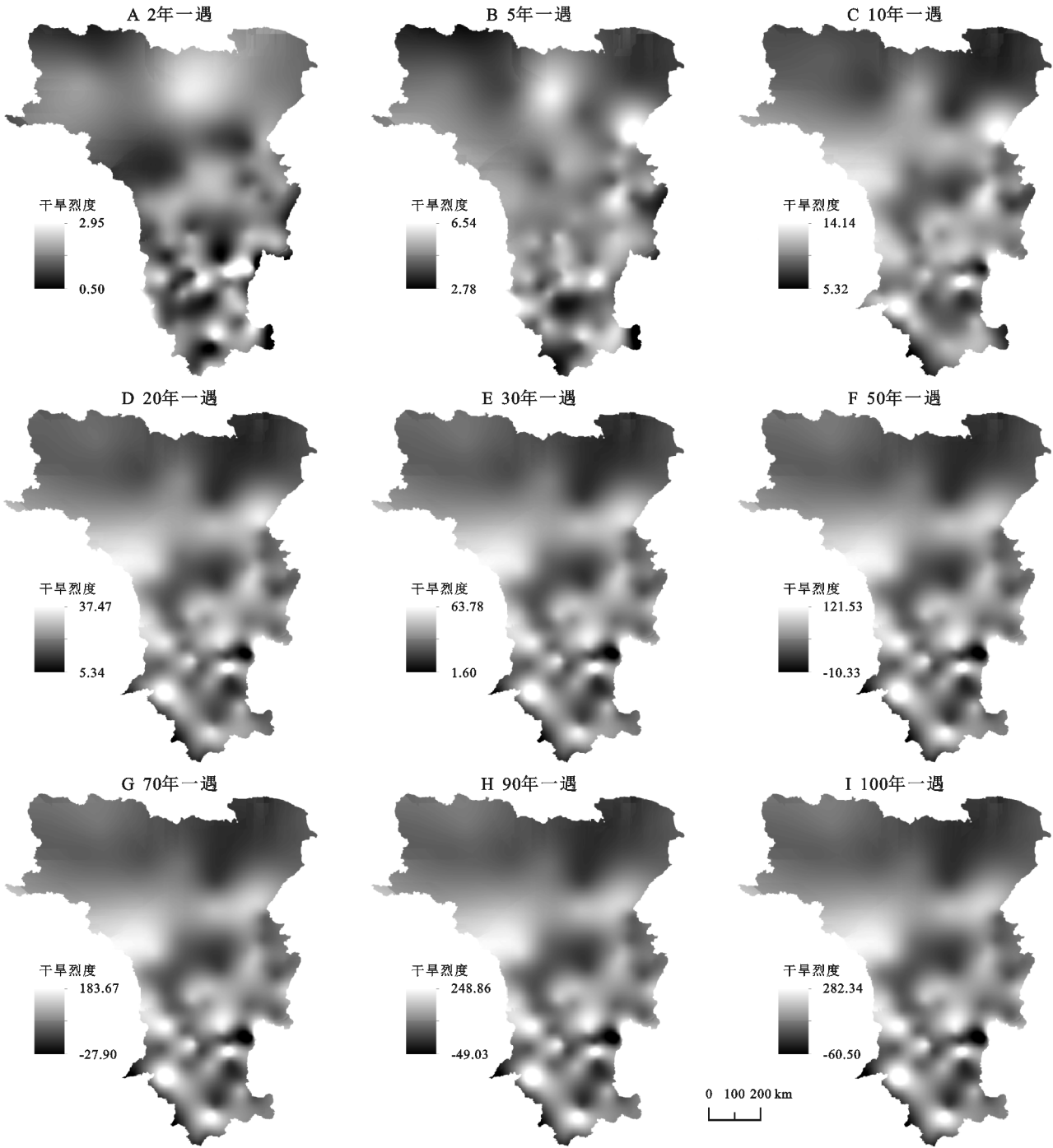


图 6 横断山区 94 个站点干旱烈度对应的单变量重现期

2.3 二维 Copula 函数干旱特征频率分析

2.3.1 二维 Copula 函数的确定 不同的干旱特征具有一定相关性,尽管在气象干旱中采用 Archimedean Copula 函数是比较普遍的,但是不同的情况下也要考虑不同的 Copula 函数,因此为了重现期拟合的准确性,本文对 24 种 Copula 分布函数,利用贝叶斯理论和马尔科夫蒙特卡洛 (MCMC) 方法,根据 AIC, BIC, NSE 和

maxi-Likelihood 选择出最佳的 Copula 函数^[18]。表 3 统计 Gaussian 和 t 分布函数在横断山区 94 个站点当中的为拟合最佳的概率相同且明显高于其他的 Copula 函数,本文采用的是 Gaussian 分布函数。
2.3.2 横断山区干旱特征的重现期分析 图 7 与图 8 表示了横断山区 1961—2019 年二维联合分布重现期和同现分布重现期,利用 Copula 函数中的 Gaussian

函数进行重现期的拟合。

表 3 横断山区干旱特征 24 种 Copula 分布函数检验统计结果

Copula 分布函数	拟合优度统计占比/%
Gaussian	30
t	30
Nelson	17
Frank	14
Shih-Louis	5
其他	4

从总体上来看,联合重现期<预定重现期,即研究区内发生长历时或者高烈度的概率较高;同现重现期>预定重现期,即研究区内发生长历时且高烈度概率很小,显然同现重现期要远高于联合重现期,即横断山区发生长历时低烈度或者短历时高烈度的概率

要显著高于发生长历时高烈度的概率,在空间分布上,联合重现期和同现重现期的空间分布特征正好相反。从空间分布上来看,由图 7 可知,在不同的重现期下,研究区域的空间分布保持一致性,联合重现期高值区位于横断山区的中西部缘区和中南部的部分地区呈现点状分布的特征,联合重现期的低值区则位于横断山区的北部,即横断山区的北部发生长历时或者高烈度的干旱事件概率要高于横断山区的中部和南部大部分地区。由图 8 可知,同现重现期的空间分布也在不同重现期下保持空间上的一致性,但不同的是,其空间分布特征与联合重现期相反,即在横断山区原本部分的低值区成为高值区,高值区成为低值区,即联合重现期下,横断山区的北部要高于横断山区中部和南部的大部分地区。

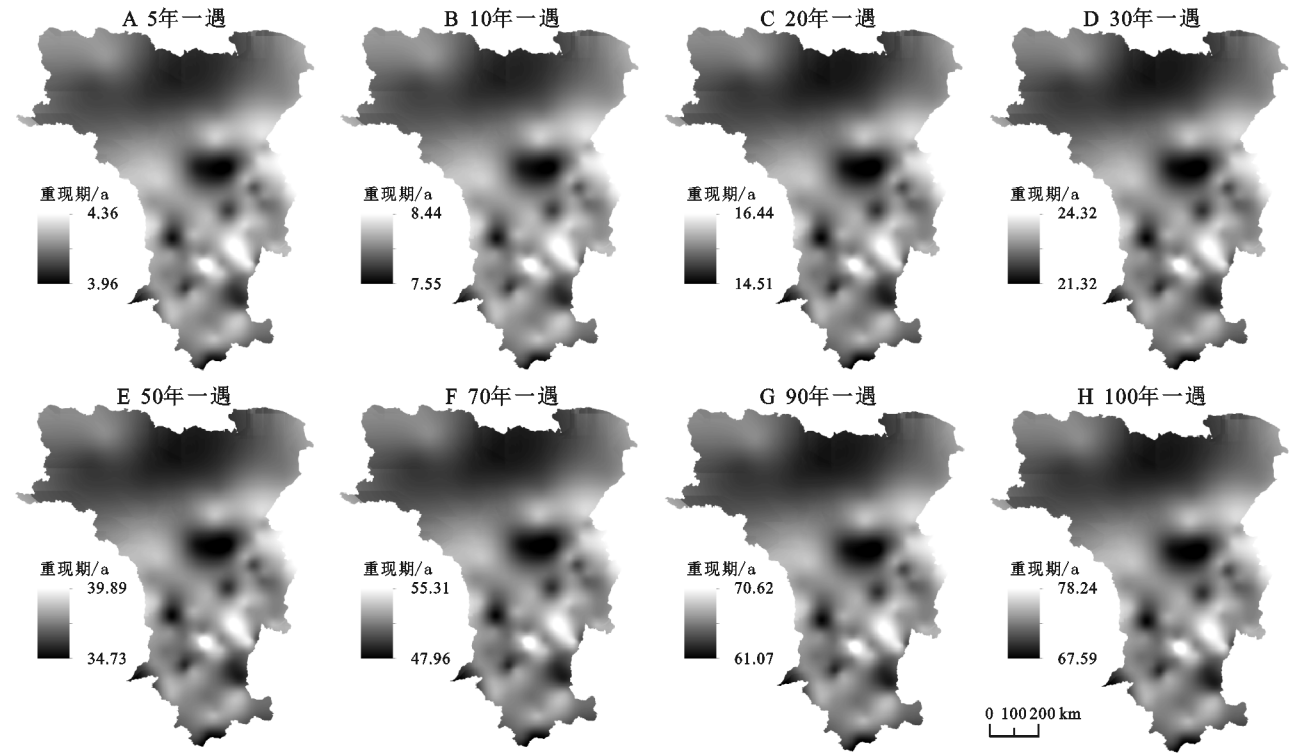


图 7 1961—2019 年横断山区二维联合分布重现期

从时间上来看,由图 7 可以知,当预定重现期大于 50 年一遇时,联合重现期发生的概率减少的速度在明显减缓,在联合重现期小于 50 年一遇的时,在横断山区的南部干旱历时或者干旱烈度达到 50 年一遇的概率几乎都小于 0.029,同时随着二维的联合分布重现期的增加,其发生的概率越来越低,当其联合重现期达到百年一遇时,其联合重现期发生的概率几乎小于 0.015。图 8 可知,当预定重现期大于 10 年一遇时,同现重现期发生的概率减少的速度在明显减缓,在联合重现期小于 10 年一遇的时,在横断山区的北部干旱历时并且干旱烈度达到 10 年一遇的概率几乎

都小于 0.083,同时随着干旱历时和干旱烈度的联合重现期的增加,其发生的概率越来越低,当干旱历时和干旱烈度的联合重现期达到百年一遇时,其联合重现期发生的概率几乎小于 0.007,整个横断山区百年一遇的同现重现期发生的概率最低甚至达到 0.005,几乎不可能同时发生百年一遇的干旱历时且百年一遇的干旱烈度的事件。

3 结论

(1) 横断山区 1961—2019 年干旱频率发生达到了 60%以上,其中轻旱和中旱的频次占到了 50%以

上,总体上来看,横断山区的南部发生干旱的频次明显高于北部,即南部>北部,不同程度的干旱在横断山区发生的频率的空间分布具有一定的而差异性,重旱和极旱主要集中在南部,北部几乎不发生,轻旱和中旱几乎整个横断山区都发生过,但是依然南部高于北部。横断山区 1961—2019 年不同尺度的干旱程度空间上也有存在差异性,春季(3—5 月),干旱重心由

北向中部向南部转移,干旱程度也在逐步缓解,夏季(6—8 月)干旱重心由南部向北部逐渐增加,干旱程度的变化不大,秋季(9—11 月)干旱重心的空间分布变化不大,东北部、西北部、中部和南部的部分地区高于其他地区,冬季(12—2 月)干旱重心由南部向北部转移,干旱程度在逐渐减缓,夏季和冬季的干旱程度普遍高于春秋季节。

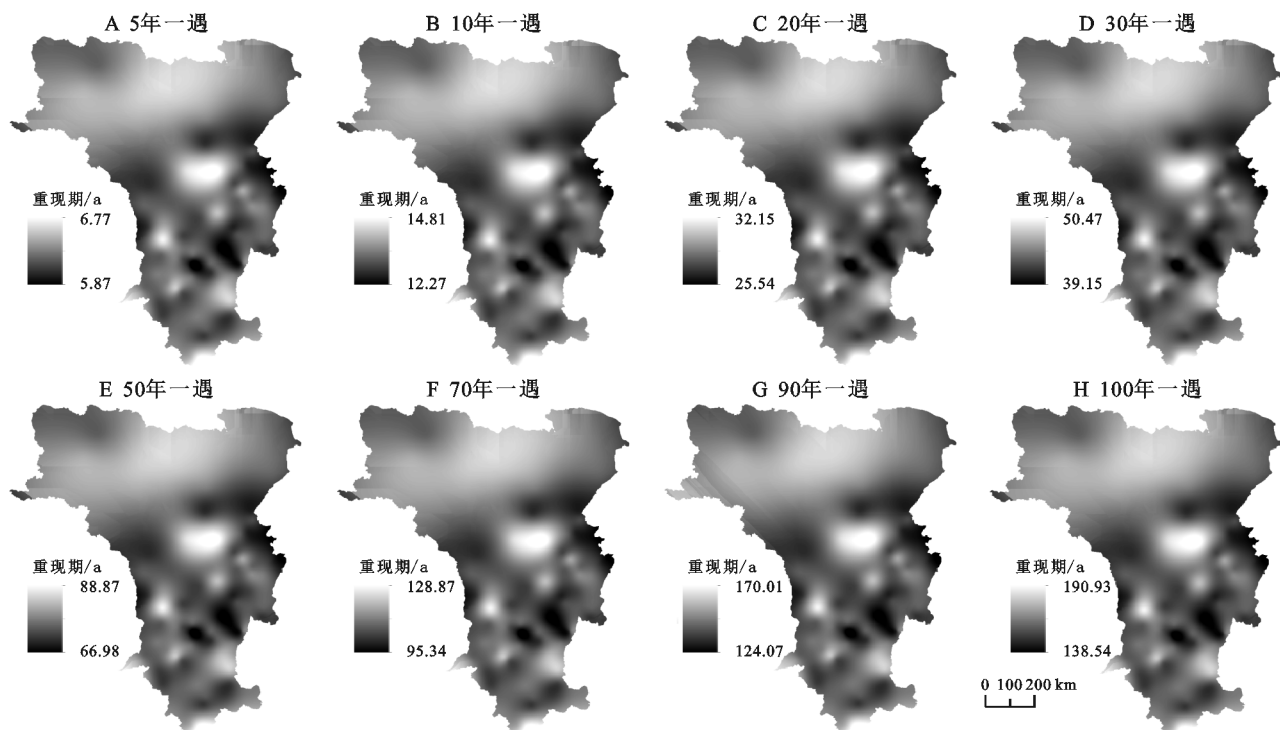


图8 1961—2019 年横断山区二维同现分布重现期

(2) 对横断山区 94 个站进行分析,根据 NLogL, BIC, AIC, AICc 判断在 16 个单变量分布函数中 GP 对于干旱历时的拟合最佳,GEV 对于干旱烈度的拟合最佳,根据 max-Likelihood, AIC, BIC, RMSE, NSE 判断在 25 个 Copula 函数中 Gaussian 函数为拟合效果最优的分布函数。

(3) 干旱历时的高值区在重现期小于 10 年一遇时,随着重现期的增加,其范围也在逐渐扩大,大于 20 年一遇时,空间分布具有一致性,总体上来看南部>北部,即在同一重现期下,南部的出现长历时的概率要小于北部。空间上,干旱烈度与干旱历时几乎相同,即横断山区南部出现高烈度的概率要小于北部。联合重现期在不同的重现期下保持空间分布的一致性,横断山区的中西部缘区和中南部的部分地区联合重现高于横断山区的其他区域,同现重现期也保持了空间分布的一致性,但联合重现期与其空间分布特征正好相反。随着重现期的增加,联合分布与同现分布概率不断减小,并且同现分布概率要小于联合分布概率,说明发生长历时高烈度的干旱事件概率要明显低

于长历时低烈度和短历时高烈度的干旱事件。

参考文献:

- [1] 贾艳青,张勃.基于日 SPEI 的近 55 a 西南地区极端干旱事件时空演变特征[J].地理科学,2018,38(3):474-483.
- [2] Naumann G, Alfieri L, Wyser K, et al. Global changes in drought conditions under different levels of warming [J]. Geophysical Research Letters, 2018,45(7):3285-3296.
- [3] Hanen B, Ali B A, Nedra M, et al. A review of drought monitoring with big data: Issues, methods, challenges and research directions [J]. Ecological Informatics, 2020,60:101-136.
- [4] Tollefson J. IPCC climate report: Earth is warmer than it's been in 125,000 years[J]. Nature,2021,596(7871): 171-172.
- [5] Wu J, Miao C, Zheng H, et al. Meteorological and hydrological drought on the Loess Plateau, China: Evolutionary characteristics, impact, and propagation[J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2018, 123(20):11569-11584.

- [6] Wang L, Yu H, Yang M L, et al. A drought index: The standardized precipitation evapotranspiration runoff index[J]. Journal of Hydrology, 2019, 571: 651-668.
- [7] Bong C H J, Richard J. Drought and climate change assessment using standardized precipitation index (SPI) for Sarawak River Basin[J]. Journal of Water and Climate Change, 2020, 11(4): 956-965.
- [8] Liu Y, Zhu Y, Ren L L, et al. A multiscalar palmer drought severity index [J]. Geophysical Research Letters, 2017, 44(13): 6850-6858.
- [9] 宋琳琳, 张强, 任余龙, 等. PDSI 及 sc_PDSI 干旱指数在中国西南地区适用性分析[J]. 中国沙漠, 2021, 41(2): 242-251.
- [10] 景朝霞, 夏军, 匡洋, 等. 基 CI 指数的渭河流域干旱时空演变特征研究[J]. 人民黄河, 2017, 39(7): 86-91, 95.
- [11] 温庆志, 孙鹏, 张强, 等. 非平稳标准化降水蒸散指数构建及中国未来干旱时空格局[J]. 地理学报, 2020, 75(7): 1465-1482.
- [12] 鲁帆, 肖伟华, 严登华, 等. 非平稳时间序列极值统计模型及其在气候—水文变化研究中的应用综述[J]. 水利学报, 2017, 48(4): 379-389.
- [13] Bazrafshan J, Hajabi S. A non-stationary reconnaissance drought index(NRDI) for drought monitoring in a changing climate[J]. Water Resources Management, 2018, 32(8): 2611-2624.
- [14] Liu Y, Yang X L, Ren L L, et al. A new physically based self-calibrating palmer drought severity index and its performance evaluation[J]. Water Resources Management, 2015, 29(13): 4833-4847.
- [15] 姚曼飞, 党素珍, 孟美丽, 等. 基于 Copula 函数的泾河流域水沙丰枯遭遇频率分析[J]. 水土保持研究, 2019, 26(1): 192-196, 202.
- [16] 林娴, 欧阳昊, 陈晓宏, 等. 基于 Copula 函数的组合变量联合概率分布研究及应用[J]. 水文, 2017, 37(1): 1-7.
- [17] 王晓峰, 张园, 冯晓明, 等. 基于游程理论和 Copula 函数的干旱特征分析及应用[J]. 农业工程学报, 2017, 33(10): 206-214.
- [18] 姚蕊, 孙鹏, 张强, 等. 基于 Copula 淮河流域水文干旱频率分析及影响研究[J]. 北京师范大学学报: 自然科学版, 2019, 55(6): 755-763.
- [19] 周秉根, 陈建业, 何俊杰, 等. 2009—2010 年冬春季节我国西南地区持续干旱的成因分析[J]. 安徽师范大学学报: 自然科学版, 2012, 35(1): 52-55.
- [20] 国家防汛抗旱总指挥部, 中华人民共和国水利部. 中国水旱灾害公报 2018[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2018: 82-87.
- [21] 贺晋云, 张明军, 王鹏, 等. 近 50 年西南地区极端干旱气候变化特征[J]. 地理学报, 2011, 69(9): 1179-1190.
- [22] 牛文娟, 苟思, 刘超, 等. 横断山地区 1979—2015 年干旱时空分布特征[J]. 灌溉排水学报, 2017, 36(S2): 97-103.
- [23] 左冬冬, 侯威, 颜鹏程, 等. 基于游程理论和两变量联合分布的中国西南地区干旱特征研究[J]. 物理学报, 2016, 63(23): 53-64.
- [24] 李宗省, 何元庆, 辛惠娟, 等. 我国横断山区 1960—2008 年气温和降水时空变化特征[J]. 地理学报, 2010, 65(5): 563-579.
- [25] 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.
- [26] 万云霞, 张万诚, 肖子牛. 近百年云南纵向岭谷区气温的时空变化特征[J]. 自然灾害学报, 2009, 18(5): 183-188.
- [27] 丁文荣. 横断山区典型干旱河谷干湿状况演变特征及影响因素研究[J]. 水电能源科学, 2019, 37(11): 6-10.
- [28] 王飞, 王宗敏, 杨海波, 等. 基于 SPEI 的黄河流域干旱时空格局研究[J]. 中国科学: 地球科学, 2018, 48(9): 1169-1183.
- [29] 沈国强, 郑海峰, 雷振锋. 基于 SPEI 指数的 1961—2014 年东北地区气象干旱时空特征研究[J]. 生态学报, 2017, 37(17): 5882-5893.



(上接第 212 页)

- [30] 徐盼盼, 王海科, 钱会, 等. 铜川市降水变化及趋势预测分析[J]. 水资源与水工程学报, 2016, 27(3): 82-86, 90.
- [31] 李楠, 孙培良, 韩雪蕾, 等. 鲁西地区冬小麦需水量、有效降雨及缺水量变化特征[C]// 合肥: 第 35 届中国气象学会年会 S6 应对气候变化、低碳发展与生态文明建设, 2018.
- [32] Hamed K H. Trend detection in hydrologic data: the Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis [J]. Journal of Hydrology, 2008, 349: 350-363.
- [33] 李祎君, 王春乙. 气候变化对我国农作物种植结构的影响[J]. 气候变化研究进展, 2010, 6(2): 123-129.
- [34] 居辉, 熊伟, 许吟隆, 等. 气候变化对我国小麦产量的影响[J]. 作物学报, 2005, 31(10): 1340-1343.
- [35] 雷学锋, 王桂芳. 固原市不同播期马铃薯生物量特征及其与气象因子的关系研究[J]. 现代农业科技, 2018(23): 82-83.