

DOI:10.13869/j.cnki.rswc.2024.06.003.

甘容, 顾淑倩, 高勇, 等. 基于 GAMLSS 模型的渭河流域非平稳气象干旱评估[J]. 水土保持研究, 2024, 31(6): 149-160.

Gan Rong, Gu Shuqian, Gao Yong, et al. Assessment of Nonstationary Meteorological Drought in the Weihe River Basin Based on GAMLSS Model[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2024, 31(6): 149-160.

基于 GAMLSS 模型的渭河流域非平稳气象干旱评估

甘容^{1,2}, 顾淑倩^{1,2}, 高勇³, 郭林³, 侯晓丽⁴

(1. 郑州大学 水利与交通学院, 郑州 450001; 2. 河南省地下水污染防治与修复重点实验室, 郑州 450001;

3. 河南省地质研究院, 郑州 450001; 4. 河南省豫东水利保障中心, 河南 开封 475000)

摘要: [目的] 识别气候变化影响下降水序列的非平稳特性, 评估渭河流域气象干旱特征, 为干旱管理及风险评估提供有效参考。[方法] 基于 GAMLSS 模型构建以大尺度气候因子为协变量的非平稳标准化降水指数(NSPI), 结合历史干旱事件和 Copula 概率分析, 并与传统的标准化降水指数(SPI)进行了比较, 讨论了其在渭河流域的适用性。[结果] 大尺度气候因子对降水序列的影响具有季节性, AOI, SOI 和 ENSO 指数对研究区降水影响最广泛, 并且以气候因子为协变量的非平稳模型拟合效果在各月份均优于平稳模型。结合游程理论和历史干旱事件, 发现 NSPI 在干旱事件识别中表现更好, NSPI 识别的特旱事件的发生频率比 SPI 高。此外, SPI 和 NSPI 的干旱特征变量的二维联合分布的最优 Copula 函数分别为 Frank 和 Gumbel, 通过对比联合概率和重现期, 发现 SPI 低估了干旱发生的风险。[结论] 气候变化背景下, 考虑非平稳特性的 NSPI 表现出了更准确的干旱特征评估效果。

关键词: 气象干旱; 非平稳; GAMLSS; 气候因子; 渭河流域

中图分类号: P426.6

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2024)06-0149-12

Assessment of Nonstationary Meteorological Drought in the Weihe River Basin Based on GAMLSS Model

Gan Rong^{1,2}, Gu Shuqian^{1,2}, Gao Yong³, Guo Lin³, Hou Xiaoli⁴

(1. School of Water Conservancy and Transportation, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China; 2. Henan Key Laboratory of Groundwater Pollution Prevention and Remediation, Zhengzhou 450001, China; 3. Henan Geological Research Institute, Zhengzhou 450001, China; 4. Henan Yudong Water Conservancy Guarantee Center, Kaifeng, Henan 475000, China)

Abstract: [Objective] The aims of this study are to identify the non-stationary characteristics of the descending water series affected by climate change, to evaluate the meteorological drought characteristics in the Weihe River Basin, so as to provide a more effective reference for drought management and risk assessment. [Methods] Based on GAMLSS model, a non-stationary standardized precipitation index (NSPI) with large-scale climate factors as covariables was constructed. The applicability of NSPI in the Weihe River Basin was discussed by combining with historical drought events and Copula probability analysis, and comparing with the traditional standardized precipitation index (SPI). [Results] The influence of large-scale climate factors on precipitation series was seasonal. AOI, SOI and ENSO indexes had the most extensive influence on precipitation in the study area. Moreover, the fitting effect of non-stationary model with climate factors as covariable is better than that of stationary model in each month. Combining the run course theory and historical drought events, it is found that NSPI performs better in drought event recognition, and the occurrence frequency of extreme drought events identified by NSPI is higher than that by SPI. In addition,

收稿日期: 2023-08-18

修回日期: 2023-12-18

资助项目: 河南省重点研发与推广专项(科技攻关)项目(232102320026, 232102320032); 河南省自然资源科研项目(豫自然资 202361001)

第一作者: 甘容(1983—), 女, 湖北随州人, 博士, 副教授, 主要从事水文学及水资源研究。E-mail: ganrong168@163.com

通信作者: 高勇(1984—), 男, 江苏大丰人, 硕士, 高级工程师, 主要从事水文地质、煤矿安全研究。E-mail: 269192499@qq.com

http://stbcjy.paperonice.org

the optimal Copula function of the two-dimensional joint distribution of drought characteristic variables of SPI and NSPI is Frank and Gumbel, respectively. By comparing the joint probability and recurrence period, it is found that SPI underestimates the risk of drought occurrence. [Conclusion] In the context of climate change, NSPI considering non-stationary characteristics shows a more accurate evaluation of drought characteristics.

Keywords: meteorological drought; nonstationary; GAMLSS; climate factors; Weihe River Basin

干旱是公认的最复杂的自然灾害之一,通常具有持续时间长,影响范围广,物理形成机制复杂,难以监测预报等特点,通常会对水资源、农业生产、生态环境、经济社会等造成重大影响。描述干旱最广泛使用的方法是使用一个能够定量评估干旱影响并定义其特征的指数^[1]。一般来说,干旱的发生是由气象情况引起的,因降水不足引发的气象干旱是其他干旱类型发生的先决条件。因此气象干旱指标是否合理、可靠、适用,对区域干旱的有效监测和客观评价至关重要^[2]。传统的气象干旱指标 SPI 假设伽马分布的参数不会随时间变化。然而,随着气候变化速度的加快,干旱指数计算中的平稳行为值得怀疑,尤其对于较长的时间序列(超过 30 a),平稳伽马分布可能无法对干旱进行建模,因为较长时间序列中气候变化的影响可能很大^[3],这将直接降低 SPI 应用的有效性和准确度。因此,将非平稳行为纳入干旱分析对于制定水资源管理策略至关重要。

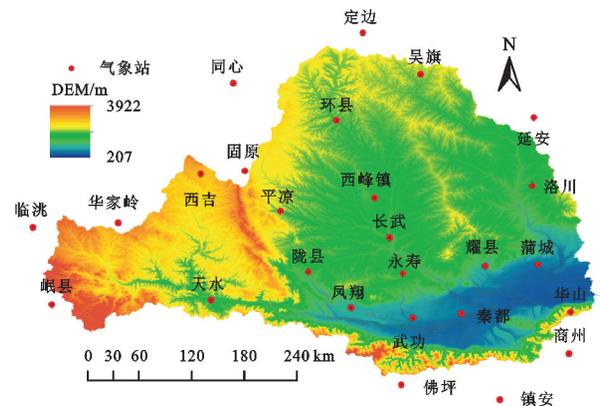
近年来,一些研究开发了具有动态分布参数的非平稳干旱指数,试图解释干旱的非平稳性。比如 Wang 等^[4]构建了时变标准化降水指数(SPI_t)应用于滦河流域夏季干旱评估,结果表明与传统的标准化降水指数(SPI)相比,SPI_t更加稳健和可靠。陈灏等^[5]构建了以时间为协变量的非一致性标准化降水指数(N_{NSPI}),发现 N_{NSPI}能更精确地反映云南省实际干旱情况。陈伏龙等^[6]考虑了水文干旱的非平稳性,构建了以时间为协变量的非一致性标准化径流指数 SRI_{ns},结果发现 SRI_{ns}对于玛斯河流域干旱事件的识别更准确。然而仅以时间为协变量的模型可能无法充分解释水文气象序列的非平稳性。大尺度气候指数被认为是水文变量年际和年代际变化的主要驱动因素^[7]。将气候变化纳入协变量的频率分析已被广泛用于年径流^[8]和洪水风险评估^[9],但用于干旱分析方面较少,特别是在制定标准化干旱指数方面。Li 等^[10]发现,具有时变尺度参数的非平稳模型与平稳模型略有不同,在某些地区可能效果不好,他们开发了一个以大尺度气候信号为协变量的非平稳标准化降水指数,与传统的 SPI 相比,该指数更具稳健性。许多研究表明非平稳 SPI 在世界不同地区的干旱监

测中比传统 SPI 更稳健、更合适,如印度^[11]、西非^[12]和中国长江流域等^[13]。

渭河流域是我国西北重要的农业生产区,近些年来,干旱频繁发生。目前,许多研究人员对渭河流域干旱情况进行了研究,但对于气象干旱指数考虑非平稳性的较少。本研究将大尺度气候变化因子纳入干旱评估,构建一种以气候因子为协变量的非平稳标准化降水指数(NSPI),将 NSPI 的性能与传统的标准化降水指数(SPI)作比较,结合历史干旱事件以及双变量频率分析进行描述和评估,探讨 NSPI 的合理性及其在渭河流域的适用性。本文的研究结果可为建立气候变化下的干旱指数提供新的视角。

1 研究区概况及数据来源

渭河是中国黄河最大的支流,面积 13.4 万 km²,介于北纬 33°40′—37°26′,东经 103°57′—110°27′(图 1)。渭河流域年降水量约为 572 mm,其中 60%发生在汛期。该地区降水时空分布极不均匀,是旱涝灾害频发的主要原因之一。此外,农业用地约占流域的 60%,是中国西部最重要的农业生产基地,在国家西部大开发战略中发挥着重要作用。然而,该地区生态脆弱,易受干旱影响。据统计,当地干旱造成的农业损失占总损失的 50%以上。



注:基于标准地图服务系统下载的审图号 GS(2019)1822 号的标准地图制作,底图未做修改,下同。

图 1 研究区域和气象站点位置

Fig. 1 Location of study area and selected meteorological stations

本文选取位于渭河流域及其周边共 26 个气象站点,时间序列为 1960—2018 年,数据来源于中国气象

数据共享网,其中个别站点的缺失数据由相邻站点插补得到。经日尺度数据计算得到各站点逐月降水数据,并通过泰森多边形法得到渭河流域逐月面平均降水量。本研究考虑6种大尺度气候模式,包括北极涛动指数(AOI)、北大西洋涛动指数(NAO)、太平洋年代际涛动指数(PDO)、大西洋年代际涛动指数(AMO)、南方涛动指数(SOI)以及北太平洋涛动指数(NPI),其对应气候指数的月时间序列可从美国国家海洋和大气管理局(NOAA)地球系统研究实验室的气候预测中心获取(<http://www.cpc.ncep.noaa.gov\data/>),时间序列为1960—2020年。DEM数字高程数据分辨率为30 m,来自于地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn>)。

2 研究方法

2.1 标准化降水指数(SPI)

传统SPI的计算可以总结为3个步骤:首先假设 w 个月时间尺度的累积降水序列[等式(1)]拟合伽玛分布[等式(2)];其次基于伽玛分布(GA)计算累积降水序列的累积分布函数CDF[等式(3)];最后将CDF转换为标准正态分布($\mu=0, \sigma=1$)即可得到SPI值^[14]。

$$P_m^w = \sum_{i=0}^{w-1} P_{m-i} \quad (1)$$

式中: w 为时间尺度; m 为月份; P_m^w 为第 m 月的 w 个月尺度的累积降水序列; P_{m-i} 为第 $(m-i)$ 个月的降水量。

$$f(P_m^w | \mu, \sigma) = \frac{1}{(\sigma^2 \mu)^{\frac{1}{\sigma^2}}} \cdot \frac{(P_m^w)^{\frac{1}{\sigma^2}-1} \exp[-\frac{P_m^w}{\sigma^2 \mu}]}{\Gamma(\frac{1}{\sigma^2})} \quad (2)$$

式中: f 为伽玛分布的概率密度函数; μ 和 σ 分别为位置和尺度参数,在传统SPI中是固定值。

一定时间尺度的累积概率为:

$$F(P_m^w) = \int_0^{P_m^w} f(P_m^w) dt \quad (3)$$

将累积概率进行正态标准化处理得到SPI:

$$\text{SPI} = \Phi^{-1}[F(P_m^w)] \quad (4)$$

式中: Φ^{-1} 为标准正态分布 Φ 的累积分布函数(CDF)的反函数。

2.2 非平稳标准化降水指数(NSPI)

由于干旱指数在1个月尺度上的高度波动,以及干旱指数在较长时间尺度上(如6个月和12个月)对持续时间短、严重程度高的干旱事件的不敏感性^[15],且先前的研究已经验证了渭河流域3个月时间尺度上标准化干旱指数的有效性^[16],因此本研究选定时

间尺度为3个月。非平稳模型构建分为两步,首先初步筛选合适的气候因子构成协变量组合,其次利用R语言构建GAMLSS模型并评估其性能。

2.2.1 筛选气候因子 人们普遍认为,水文系统受到大规模气候模式的影响,如厄尔尼诺-南方涛动(ENSO)、太平洋10年振荡(PDO)、北大西洋振荡(NAO)和大西洋几十年振荡(AMO)^[17]。各种研究表明,气候指数与世界不同地区的干旱之间存在关联。通常采用Kendall和Spearman相关性检验来评估水文变量和气候模式之间的遥相关。在本研究中,以0.05的显著性水平进行Kendall秩相关性检验,以评估累积降水数据集的最佳滞后时间和最佳大尺度气候振荡。具体步骤如下:

对于 m 月给定的累积降水量 P_m^w ,通过考虑不同提前期(L 月),确定了一系列 w 个月尺度月平均气候指数,表示为 C_m^w-L 。因此,对于每个月和每个气候指数,准备了13个数据集,包括两个阶段(有和没有提前期,即 $L=0, 1, 2, \dots, 12$),用于测试它们与对应的 m 月的累积降水序列 P_m^w 的相关性,最后,为每个月选择具有最大相关性的气候指数提前期序列,作为建立NSPI的主要协变量。

2.2.2 GAMLSS模型 GAMLSS是一个半参数回归模型,可以通过解释变量的线性或非线性函数对响应变量的分布参数进行建模。对于GAMLSS模型,观测值 y_t 拟合概率密度函数 $f(y_t | \theta_t)$,条件是 $\theta_t = (\theta_{t1}, \theta_{t2}, \dots, \theta_{tp})$ 。 θ_t 是一个由概率密度函数 f 的 p 个参数组成的向量。 θ 的第 k 个参数被表征为位置、尺度和形状参数,通过单调链接函数 $g_k(\cdot)$ 连接到协变量(解释变量)^[18]:

$$g_k(\theta_k) = X_k \beta_k + \sum_{j=1}^{J_k} Z_{jk} \gamma_{jk} \quad (5)$$

在本研究中,GAMLSS方法用于估计非平稳伽马分布参数,即位置和尺度参数,该参数与协变的大规模气候指数线性相关。基于GAMLSS程序包中的多元逐步回归方法,从筛选出的多个气象因子协变量中选出最佳组合,非平稳参数 $\mu(t)$ 和 $\sigma(t)$ 如下所示:

两参数Gamma分布的位置(μ)和尺度(σ)参数拟合为:

$$X_t \sim \text{Gamma}(\mu_t, \sigma_t) \quad (6)$$

$$\mu_t = a_0 + a_1 c_1(t) + a_2 c_2(t) + \dots + a_n c_n(t) \quad (7)$$

$$\sigma_t = b_0 + b_1 c_1(t) + b_2 c_2(t) + \dots + b_n c_n(t) \quad (8)$$

式中: c_i 为第 i 个气候变化因子; a_i 和 b_i 为系数回归方程系数。

在本研究中,模型的参数是基于最大似然法计算的,为了最大限度地提高似然性,使用了以Rigby和

Stasinopoulos(RS)命名的算法,即 RS 算法,因为它不需要参数的初始值来确保收敛性,并且这种方法对于大型数据集运算速度更快。关于 GAMLSS 的细节,详见参考文献[19—20]。

通过 GAMLSS 模型估计了非平稳参数 μ_t 和 σ_t 后,将累积降水量 P_w^m 拟合为 $\text{Gamma}(\mu_t, \sigma_t)$,并通过等式将累积概率转换为标准正态分布来获得 NSPI。干旱等级划分标准见表 1^[21]。

表 1 干旱等级划分标准

Table 1 Classification criteria of drought grades

干旱等级表示	干旱指标值	干旱等级
D ₀	SPI/NSPI > -0.5	无旱
D ₁	-1 < SPI/NSPI ≤ -0.5	轻旱
D ₂	-1.5 < SPI/NSPI ≤ -1	中旱
D ₃	-2 < SPI/NSPI ≤ -1.5	重旱
D ₄	SPI/NSPI ≤ -2	特旱

2.3 Copula 双变量频率分析

2.3.1 干旱特征变量识别 游程理论被用于识别干旱事件和干旱特征变量,该方法的有效性已在先前的研究中得到验证^[22]。干旱事件被定义为干旱指数值保持在给定阈值水平以下的时期^[14]。干旱历时(D)是干旱事件开始时间和结束时间的的时间差。干旱烈度(S)和干旱烈度峰值(I)分别表示相应干旱持续时间干旱指数的累积值和最小值。

在这项研究中,选择了 3 个阈值水平(X_0, X_1 和 X_2)来识别一个时期内的干旱事件,其值分别为 0, -0.5 和 -1.0。当干旱指数小于 -0.5 时识别为干旱事件;当干旱历时为一个月并且干旱指数小于 -1 时,确定为一个干旱事件,否则不是干旱事件;当两个干旱事件仅相差一个月,并且间隔指标值小于 0,则合并为一个干旱事件,否则不合并,合并后的干旱历时为两个事件历时之和再加 1 个月,干旱烈度为两个干旱烈度之和。

2.3.2 Copula 函数 Copula 函数将两个或多个概率分布组合起来形成多元分布。传统的多元分布和 Copula 的关键区别在于, Copula 不需要具有相似类型概率分布的变量。当两个随机变量 x 和 y 分别遵循任意概率分布函数 $F(x)$ 和 $F(y)$ 时, Copula 函数将这两个概率分布联系起来,形成联合概率分布函数 $C[F(x), F(y)]$, 如公式(9)所示。

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = C[F(x), F(y)] \quad (9)$$

Copula 函数包括许多种类型,包括阿基米德、椭圆和极值 Copula。先前研究表明,阿基米德和极值是水文和水资源中最常用的系谱^[23-24]。本文选择了 5 种类型的 Copula 函数(Gaussian, Clayton, Frank, Gumble 和 t-Copula),并根据 AIC 值确定最佳 Copula。

Copula 函数参数采用最大似然估计(MLE)方法进行估计。

联合重现期计算公式^[25]为

$$T = \frac{1}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{1}{C(u, v)} \quad (10)$$

式中: u 和 v 分别为干旱历时(D)和干旱烈度(S)的边缘分布函数。

3 结果与分析

3.1 非平稳模型构建

3.1.1 气候因子筛选 在本研究中,我们选择 6 个气候指数,即北极涛动指数(AOI)、北大西洋涛动指数(NAO)、太平洋年代际涛动指数(PDO)、大西洋年代际涛动指数(AMO)、南方涛动指数(SOI)以及北太平洋涛动指数(NPI)以反映气候变化对气象干旱的影响。

由表 2 可以看出,不同月份与渭河流域 3 个月累积降水序列显著相关的气候因子存在差异,滞后时间也不同。总体来看渭河流域 3 个月累积降水序列与 AOI, SOI 和 ENSO 的相关性较强,大多数月份都与其存在显著相关关系。PDO 现象与渭河流域降水变化的相关性亦较好,主要在 6—9 月份和 11—12 月份,NAO 现象与渭河流域 7—9 月份的累积降水显著相关,NPI 主要影响 2 月、7 月及 10—12 月的降水。不同月份对应的气候因子组合被视为 GAMLSS 模型的解释变量,GAMLSS 模型的最终解释变量是通过逐步回归方法从候选气候指数中选择的。

3.1.2 GAMLSS 模型评价 除了以气候因子为协变量的模型外,本文还构建了平稳模型和以时间为协变量的模型,并比较 3 种模型的拟合效果。平稳模型(Model₀)分布参数为常数;以时间为协变量的模型(Model₁)分布参数为时间 t 的线性函数;以气候因子为协变量的模型(Model₂)分布参数表示为最优气候因子协变量的线性函数。为了避免模型过度拟合,采用全局偏差(GD)、AIC 准则和 SBC 准则来优选模型,评价结果列于表 3 中。从表 3 看出,在所有月份中,Model₂ 的 GD, AIC 和 SBC 均最小,说明与平稳模型和时变模型相比,以气候因子为协变量的非平稳模型对渭河流域 3 个月尺度累积降水数据的拟合效果最好。这表明所选的非平稳模型更适合研究区的累积降水序列。

同时,表 3 也给出了各月累积降水序列最优非平稳模型分布参数 μ 和 σ 的协变量构成,可以看出不同月份经过优选后的最佳协变量组合不同。对于参数 μ , AOI, ENSO, SOI 被选中的频率较高,12 个月份中出现了 8 次,AOI 和 SOI 在 4 个月份中被选中,NPI

出现了 3 次,AMO 和 PDO 各在 1 月份和 12 月份出现一次。可见,降水序列的非平稳性在均值方面表现较明显。而对于参数 σ ,只有在 1 月份、7 月份、8 月

份和 12 月份随气候因子变化,其余月份均为固定值。由此可见,渭河流域降水序列的非平稳性主要表现在均值方面,主要驱动因子为 ENSO,AOI 和 SOI。

表 2 渭河流域 1961—2018 年各月降水序列气候变化因子

Table 2 Climate factors for monthly precipitation series during 1961—2018 in the Weihe River Basin

月份	气候因子						
1	<u>AOI₈</u>	<u>NAO₈</u>	PDO ₂	<u>AMO₆</u>	<u>SOI₁₁</u>	<u>ENSO₁₁</u>	NPI ₀
	0.243**	0.224**	0.067	-0.246**	0.336**	-0.292**	0.158
2	AOI ₀	NAO ₆	PDO ₃	AMO ₄	SOI ₃	ENSO ₇	NPI ₀
	0.168	0.126	0.053	0.132	0.327**	-0.360**	0.268**
3	<u>AOI₀</u>	NAO ₃	PDO ₀	AMO ₆	SOI ₃	ENSO ₁₂	NPI ₀
	0.250**	0.139	0.066	0.129	0.157	0.122	0.144
4	<u>AOI₀</u>	NAO ₃	PDO ₁	AMO ₆	SOI ₃	ENSO ₁₂	NPI ₁
	0.192*	0.146	0.089	0.034	0.078	0.129	0.089
5	AOI ₁	NAO ₃	PDO ₂	AMO ₃	SOI ₃	ENSO ₈	NPI ₀
	0.134	0.131	0.114	0.059	-0.184*	0.214*	0.117
6	<u>AOI₀</u>	NAO ₄	<u>PDO₃</u>	AMO ₀	SOI ₃	<u>ENSO₁₂</u>	NPI ₃
	0.213*	0.098	0.222*	0.041	0.133	0.186*	0.143
7	<u>AOI₃</u>	NAO ₃	<u>PDO₄</u>	AMO ₀	SOI ₅	<u>ENSO₁₂</u>	NPI ₀
	-0.281**	-0.180*	0.225*	0.066	-0.283**	0.282**	0.194*
8	<u>AOI₀</u>	<u>NAO₀</u>	<u>PDO₄</u>	AMO ₃	<u>SOI₆</u>	<u>ENSO₀</u>	-NPI ₀
	0.306**	0.261**	0.194*	0.087	-0.259**	-0.269**	-0.131
9	AOI ₂	<u>NAO₅</u>	PDO ₄	AMO ₃	SOI ₃	<u>ENSO₁</u>	NPI ₁₁
	0.087	-0.233**	0.143	0.056	0.357**	-0.265**	-0.033
10	AOI ₁	NAO ₃	PDO ₃	AMO ₆	SOI ₁	<u>ENSO₀</u>	<u>NPI₁₁</u>
	0.098	0.155	0.122	0.089	0.299**	-0.303**	-0.208*
11	<u>AOI₁₁</u>	NAO ₃	<u>PDO₀</u>	AMO ₄	SOI ₅	<u>ENSO₀</u>	<u>NPI₁₂</u>
	-0.228*	0.131	-0.232*	0.067	0.266**	-0.278**	-0.221*
12	AOI ₂	NAO ₂	<u>PDO₀</u>	AMO ₄	SOI ₃	<u>ENSO₁</u>	NPI ₁
	0.112	0.086	-0.202*	0.112	0.199*	-0.234**	0.211*

注:下划线表示通过显著性检验的因子,**和*分别表示通过 0.01,0.05 的显著性检验。

为了验证最优非平稳模型的可靠性,对模型的残差序列和拟合优度进行了评估。受篇幅限制,仅以 7 月份和 12 月份为例作具体分析。对于残差序列,7 月份最优非平稳模型的残差序列均值为 0.05,方差为 1.01,偏态系数为 -0.15,峰态系数为 2.06,Filliben 系数为 0.987;12 月份 Model₂模型的残差均值为 0.003,方差为 1.01,偏态系数为 0.07,峰态系数为 2.17,Filliben 系数为 0.990。其余月份也均满足“均值接近 0,方差接近 1,偏态系数接近 0,峰态系数接近 3,Filliben 系数大于等于 0.978”的标准,由此认为各月份的最优非平稳模型具有良好的合理性。另外绘制了 7 月份和 12 月份的正态 Q-Q 图和 worm 图,图 2 直观可见,正态 Q-Q 图的点据与 45° 直线基本重合, worm 图也显示最优

GAMLSS 模型残差点均分布在 95% 的置信区间内,表明最优非平稳模型拟合效果较好。

此外,以 7 月份和 12 月份为例,绘制模型拟合的分位数灰度图。由图 3 可以看出,相比于其他两个模型,Model₂ 能够更好地捕捉实测降水数据的非平稳性,绝大多数点都位于 5%~95% 分位数灰度区间,尤其是对于一些极端降水点,Model₂ 的拟合效果依然良好。

综上所述,以气候因子为协变量构建的非平稳模型能够较准确地刻画出渭河流域 1961—2018 年 3 个月尺度降水变化的随机性波动和极端异常,具有良好的拟合效果和合理性,可以用于下一步非平稳标准化降水指数的计算和分析。

表 3 1961—2018 年各月不同模型的判断准则值和最优模型参数协变量

Table 3 Judgment criteria and optimal model parameter covariates for different models from 1961 to 2018

月份	GD			AIC			SBC			最优模型分布参数协变量	
	Model ₀	Model ₁	Model ₂	Model ₀	Model ₁	Model ₂	Model ₀	Model ₁	Model ₂	μ	σ
1	417	416	<u>383</u>	421	422	<u>395</u>	425	428	<u>407</u>	NAO ₈ , AMO ₆ , SOI ₁₁	NAO ₈ , AOI ₈
2	367	366	<u>355</u>	371	372	<u>363</u>	375	378	<u>371</u>	ENSO ₈ , NPI ₀	—
3	404	404	<u>395</u>	408	410	<u>401</u>	412	416	<u>406</u>	AOI ₆	—
4	465	458	<u>460</u>	469	466	<u>466</u>	473	474	<u>472</u>	AOI ₀	—
5	522	522	<u>516</u>	526	528	<u>522</u>	530	534	<u>528</u>	ENSO ₈	—
6	544	543	<u>522</u>	548	549	<u>532</u>	552	555	<u>542</u>	AOI ₀ , ENSO ₁₂	—
7	572	543	<u>555</u>	576	551	<u>563</u>	579	559	<u>571</u>	AOI ₃ , ENSO ₁₂ , NPI ₀	SOI ₅ , AOI ₃ , NAO ₃
8	579	578	<u>564</u>	583	584	<u>572</u>	587	590	<u>580</u>	NAO ₀ , SOI ₆ , ENSO ₀	SOI ₆
9	607	607	<u>595</u>	611	613	<u>603</u>	615	619	<u>611</u>	SOI ₃ , ENSO ₁	—
10	590	589	<u>581</u>	594	595	<u>587</u>	598	601	<u>593</u>	ENSO ₀ , NPI ₁₁	—
11	557	556	<u>542</u>	561	562	<u>552</u>	565	568	<u>562</u>	SOI ₅ , NPI ₁₂	ENSO ₀
12	479	478	<u>473</u>	483	484	<u>479</u>	487	490	<u>485</u>	PDO ₀ , ENSO ₁	—

注：下划线表示通过判断准则最小的值，“—”代表未发现。

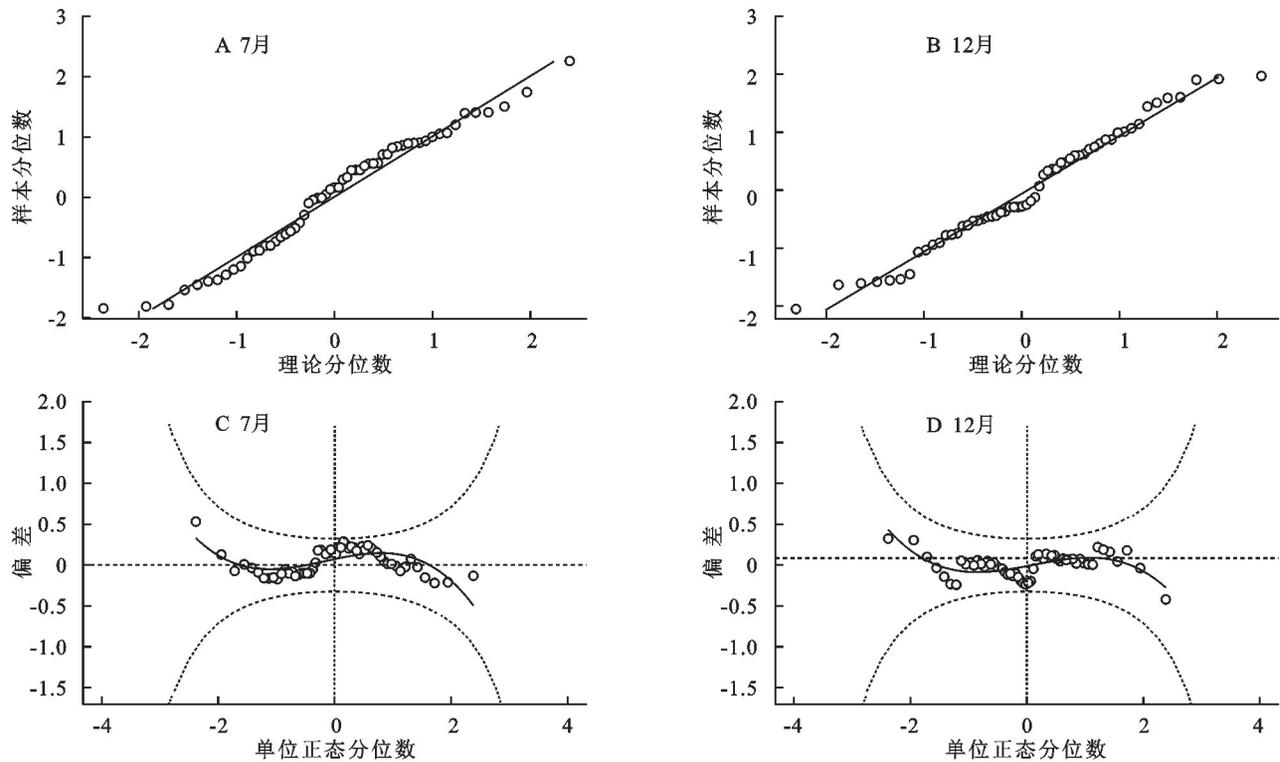


图 2 渭河流域最优 GAMLSS 模型正态 Q-Q 图及 worm 图

Fig. 2 Normal Q-Q diagram and worm diagram of optimal GAMLSS model in Weihe River Basin

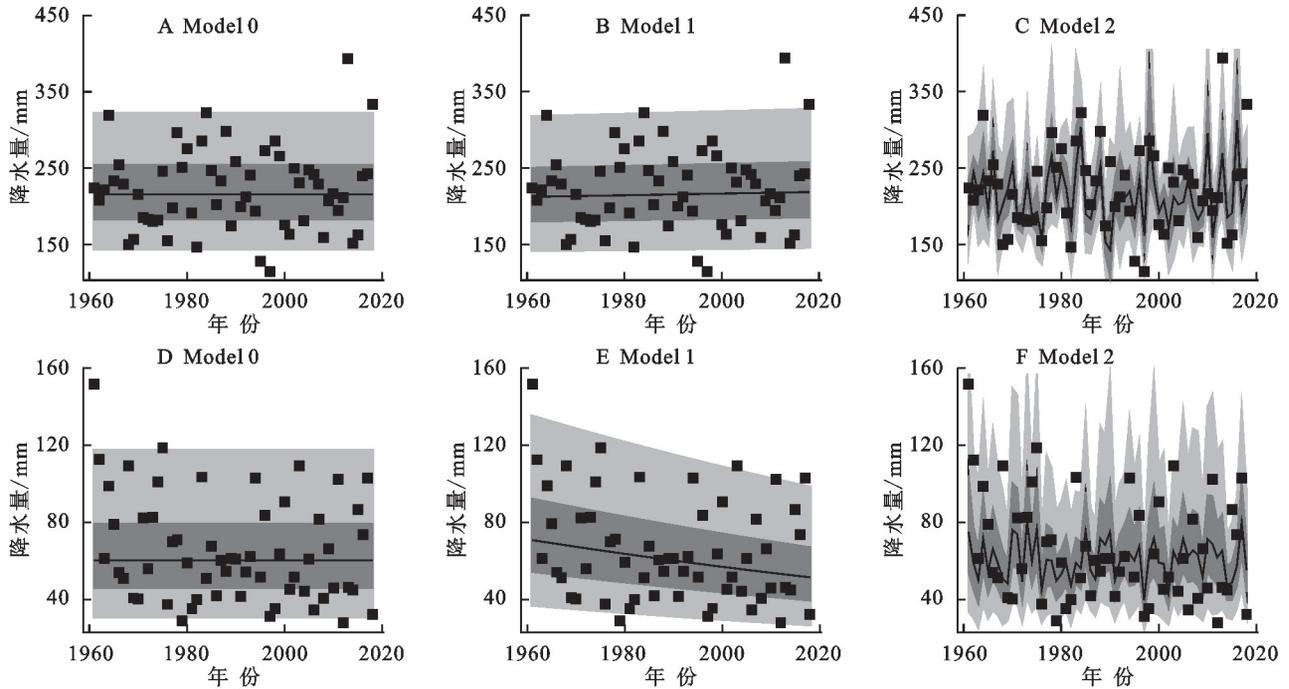
3.2 非平稳气象干旱评估

3.2.1 NSPI 的适用性分析 经过上述最优非平稳模型构建之后,进行累积概率计算和标准正态化处理,得到 NSPI,并与传统的 SPI 进行分析对比。整体上来说,SPI 和 NSPI 在 3 个月时间尺度的时间演变中表现出良好的一致性(图 4),这可能与研究区年降水量趋势不太显著有关。1962 年、1966 年、1972 年、1986 年、1995 年、1999 年的渭河流域典型干旱年,SPI 和 NSPI 都捕捉到了干旱的演变。然而具体干

旱状况存在一些差别。根据游程理论分别识别 SPI 和 NSPI 在这些典型年份的干旱特征变量和干旱等级情况(表 4)。1962 年、1986 年、1995 年、1999 年 SPI 和 NSPI 确定的干旱等级都归于特旱级别,但 NSPI 干旱严重程度要比 SPI 确定的干旱严重程度更高,干旱烈度峰值也往往更高。另外,对于 1966 年,SPI 识别出的干旱烈度峰值为 -0.81,属于轻旱级别,而 NSPI 确定的干旱事件烈度峰值为 -2.04,属于特旱级别,并且干旱严重程度也比 SPI 识别出的

要高出许多。根据实际情况,1966 年入春以后,各地普遍缺雨,陕北、关中和陕南连旱数百天,受旱面积达

124.5 万 hm^2 ,成灾率为 20.8%^[26]。因此,NSPI 的评价结果比传统 SPI 更接近于实际旱情。



注:黑色实点为降水序列实测点,黑色曲线表示 50%分位数线,深灰色区域和浅灰色区域分别表示 25%~75%,5%~95%分位数区域。

图 3 渭河流域 7 月份(A-C)和 12 月份(C-F)3 种模型分位数灰度图

Fig. 3 Quantile gray scale diagram of the three models for July (A-C) and December (C-F) in the Weihe River Basin

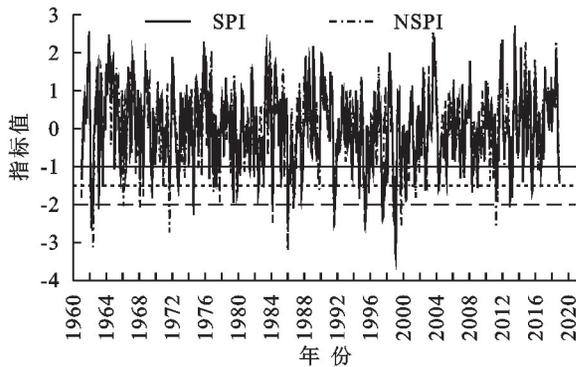


图 4 渭河流域 1961—2018 年 3 个月尺度逐月 SPI 和 NSPI 时间序列

Fig. 4 SPI and NSPI series at three-month time scale in the Weihe River Basin from 1961 to 2018

表 4 基于 SPI 和 NSPI 的典型干旱年份事件的干旱特征变量对比

Table 4 Comparison of Drought Characteristic Variables for Typical Drought Year Events Based on SPI and NSPI

干旱年份	起始时间 (年-月)	SPI				NSPI			
		D	S	I	等级	D	S	I	等级
1962	1962-03	5	9.42	-2.43	D ₄	4	6.959	-3.12	D ₄
1966	1962-02	4	0.269	-0.81	D ₁	3	2.713	-2.04	D ₄
1972	1972-07	3	1.14	-1.58	D ₃	3	3.533	-1.24	D ₂
1986	1986-01	11	10.70	-2.29	D ₄	11	9.070	-3.22	D ₄
1995	1995-03	6	6.74	-2.37	D ₄	5	6.310	-2.29	D ₄
1999	1999-08	10	7.99	-3.38	D ₄	4	2.020	-2.91	D ₄
2008	2008-04	3	1.89	-1.68	D ₃	6	2.730	-1.44	D ₂

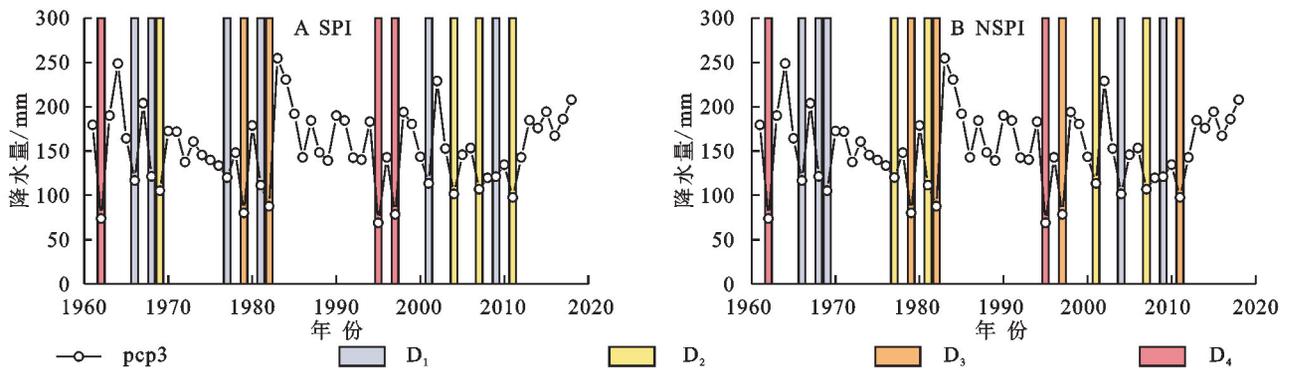


图 5 渭河流域 1961—2018 年 6 月 SPI 和 NSPI 估计的干旱等级分布

Fig. 5 The drought grades estimated by the SPI and NSPI in June for the Weihe River Basin during the period 1961—2010

3.2.2 不同年代际干旱等级对比分析 渭河流域气象干旱事件可以根据 SPI 和 NSPI 指标的阈值进行识别。为了更好地比较两种干旱指数,将指标序列按照年代际分为 6 个时期,即 P₁期(1961—1969 年)、P₂期(1970—1979 年)、P₃期(1980—1989 年)、P₄期(1990—1999 年)、P₅期(2000—2009 年)和 P₆期(2010—2018 年)。按照干旱等级分类表,考虑 4 种干旱等级的发生频率,结果如图 6 所示。

可以看出,从 1961—2018 年,SPI 和 NSPI 在各级干旱的发生频率上表现出不同的模式。如图 6A 所示,对于轻度干旱事件,除了 1990—1999 年期间外,其

他时期基于 SPI 的轻度干旱频率高于基于 NSPI 的轻度干旱频率,SPI 和 NSPI 识别的最高轻度干旱频率分别为 18.3%和 20.8%,分别发生在 2000—2009 年和 1990—1999 年。而中度干旱事件和严重干旱事件情况则不同,除了 1961—1969 年和 1990—1999 年期间,SPI 识别的中度干旱事件发生频率要低于 NSPI 确定的中度干旱事件(图 6B);严重干旱的结果表明 1961—1969 年、1970—1979 年、1990—1999 年期间 NSPI 识别的频率更高,其他时期则相反(图 6C)。如图 6D 所示,在整个时期内,NSPI 确定的极端干旱数量大于或等于 SPI 确定的数量。

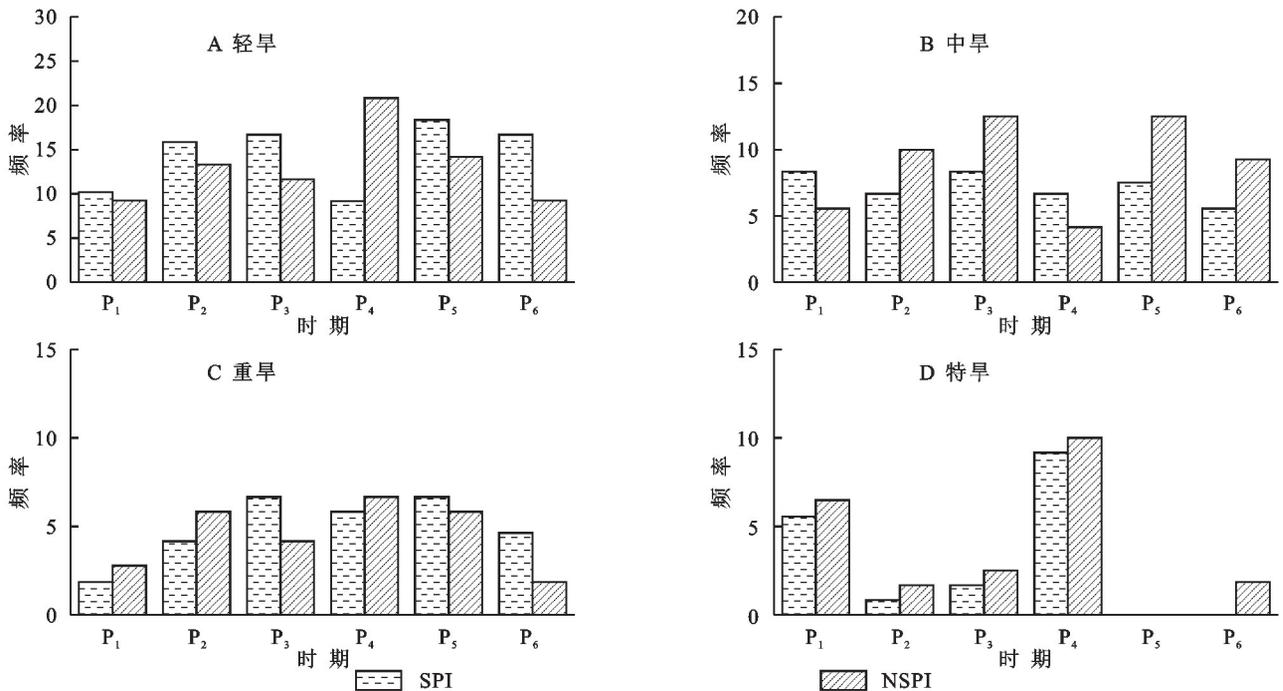


图 6 渭河流域不同时期 SPI 和 NSPI 确定的不同等级气象干旱发生频率

Fig. 6 Frequency of different drought classes at different periods determined by SPI and NSPI in the Weihe River Basin.

3.3 基于 Copula 的干旱频率分析

3.3.1 边缘分布函数拟合 通过游程理论识别干旱特征变量之后,基于 Copula 函数进行双变量频率分析。在选择最优 Copula 函数之前,有必要确定每个 SPI 和 NSPI 序列最合适的边际分布。利用最大似然估计法

将 8 种分布(伽马分布(Gamma)、指数分布(Exponential)极值分布(Extreme value)、逻辑分布(Logistic)、正态分布(Normal)和广义极值分布(GEV)、对数正态分布(Lognormal)、威布尔分布(Weibull))拟合到 SPI 和 NSPI 的特征变量(即干旱历时和干旱烈度)序列中,最终得到

表 5 中的最优分布函数。

SPI 和 NSPI 的干旱历时边缘分布分别为 Gamma 和 Lognormal,干旱烈度边缘分布均为对数正态分布

(Lognormal),并且 Kolmogorov-Smirnov(K-S)的测试结果表明,这 4 个分布函数都以 0.05 的显著性水平通过了测试,K-S 统计值均未超过临界值(表 5)。

表 5 SPI 和 NSPI 的干旱特征变量最优分布

Table 5 Optimal distribution of drought characteristic variables for SPI and NSPI

干旱指数	干旱特征变量	边缘分布函数	分布参数值	K-S 统计值	
				统计量	统计量临界值($\alpha=0.01$)
SPI	干旱历时	Gamma	$\mu=5.0142, \sigma=0.7137$	0.0937	0.2084
	干旱烈度	Lognormal	$\mu=0.4553, \sigma=0.8546$	0.0642	
NSPI	干旱历时	Lognormal	$\mu=1.0170, \sigma=0.5011$	0.0910	0.1903
	干旱烈度	Lognormal	$\mu=0.3204, \sigma=0.8226$	0.0891	

3.3.2 双变量干旱频率分析 本文选择常见的 5 种 Copula 函数用于构建干旱持续时间和严重程度的依赖结构。利用最大似然法估计参数,根据 AIC 值和 RMSE 优选最佳 Copula 函数,见表 6,根据 AIC 和 RMSE 最小原则,SPI 和 NSPI 的最优 Copula 函数分别为 Frank-copula 和 Gumbel-copula。图 7 可以直观地看出,SPI 和 NSPI 的 Copula 函数理论频率和经验频率点基本位于 45°直线上,说明所选的 Copula 函数拟合效果较好。

概率之间的差距就越明显。由此推测以气候因子为协变量构建的 NSPI,充分考虑了累计降水序列的非平稳变化,从而更准确地描述实际干旱情况。

表 6 Copula 函数拟合优度评价

Table 6 Copulas function fitting goodness evaluation

干旱指数	Copula 函数	参数	AIC	RMSE
SPI	Gaussian	0.7388	-179.922	0.2084
	<i>t</i>	0.7423	-181.041	0.2064
	Clayton	0.9193	-95.5235	0.4314
	Frank	7.2010	-205.821	0.1667
	Gumbel	2.1706	-188.767	0.1931
NSPI	Gaussian	0.7513	-167.037	0.3041
	<i>t</i>	0.7594	-165.786	0.3025
	Clayton	1.1146	-100.957	0.4843
	Frank	6.7692	-175.502	0.2865
	Gumbel	2.2281	-179.015	0.2795

基于 SPI 和 NSPI 的干旱特征二维联合概率分布等值线图如图 8 所示,可以看出两种干旱指数联合概率之间存在明显差别。比如当干旱历时和干旱烈度同为 4 时,基于 SPI 的联合概率在 0.6~0.7,而基于 NSPI 的联合概率则在 0.7~0.8;当干旱历时和干旱烈度同为 6 时,基于 SPI 的联合概率在 0.8~0.9,而基于 NSPI 的联合概率则在 0.9 以上,随着干旱历时和干旱烈度的增加,联合

注:下划线表示通过最终优选的 Copula 函数。

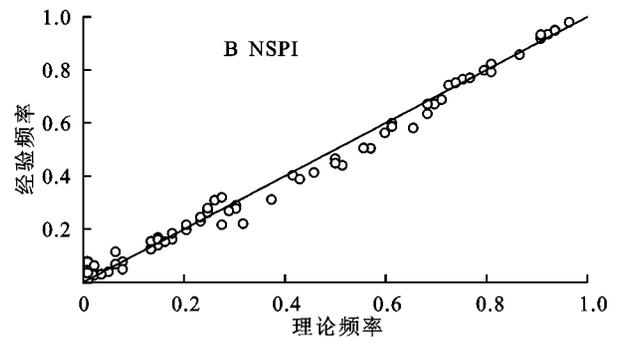
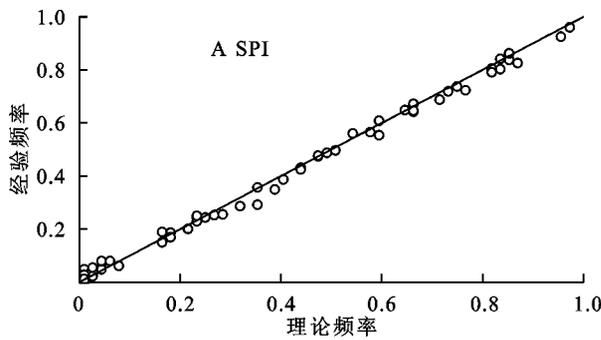


图 7 最优 copula 函数经验频率与理论频率对比

Fig. 7 Comparison between empirical frequency and theoretical frequency of the optimal Copula function

对于两者之间的联合重现期也存在差别,基于 SPI 干旱指数识别出的最严重的干旱事件,干旱历时为 8 个月,干旱严重程度为 8.34,重现期为 26 a 左右,而基于 NSPI 识别出的最严重干旱事件为 10 个月,干旱严重程度为 8.04,重现期超过了 50 a,这表明 SPI 低估了这种严重干旱的风险。

变化下受到了很大的挑战。现有研究表明,基于平稳性假设的传统干旱指标或方法不能准确识别变化环境下的干旱事件。基于新的干旱指数和气候指数提供可靠的干旱信息对于识别干旱特征非常重要。因此本文构造了一个评估气象干旱的非平稳干旱指数(NSPI),该指数具有良好的稳健性。

4 讨论

广泛使用的基于概率的干旱指数通常是假设所考虑的水文气象变量是平稳的,这在当前的全球气候

先前的研究表明,中国西北干旱的演变受到北极涛动(AO)和北大西洋涛动(NAO)的影响^[27]。关于渭河流域,Zhang 等^[28]指出,综合干旱的变化与北极涛动(AO)有着密切的联系,这与我们的研究结果一

致。在本研究中,使用大尺度气候指数作为非平稳建模协变量有效地再现了降水序列的可变性,从而产生了较低的 AIC 值(表 3)。干旱是一种复合现象,其特征具有很强的相关性,而多元分析提供了更全面的表征。先前的大多数研究都探讨了使用传统干旱指数进行双变量频率分析的重要性^[24-25]。传统的干旱指数包含了平稳性假设,这在环境条件迅速变化的时期

是值得怀疑的。因此,在本研究中我们使用 NSPI 进行了双变量频率分析,并将其结果与 SPI 的结果进行了比较。研究表明,NSPI 对气象干旱监测具有足够的稳健性,可用于估计干旱特征,并且 NSPI 估计的严重干旱的重现期高于 SPI。Sarhadi 等^[29]指出,固定干旱指数低估了不同参考期的极端频率,与我们的研究结果一致。

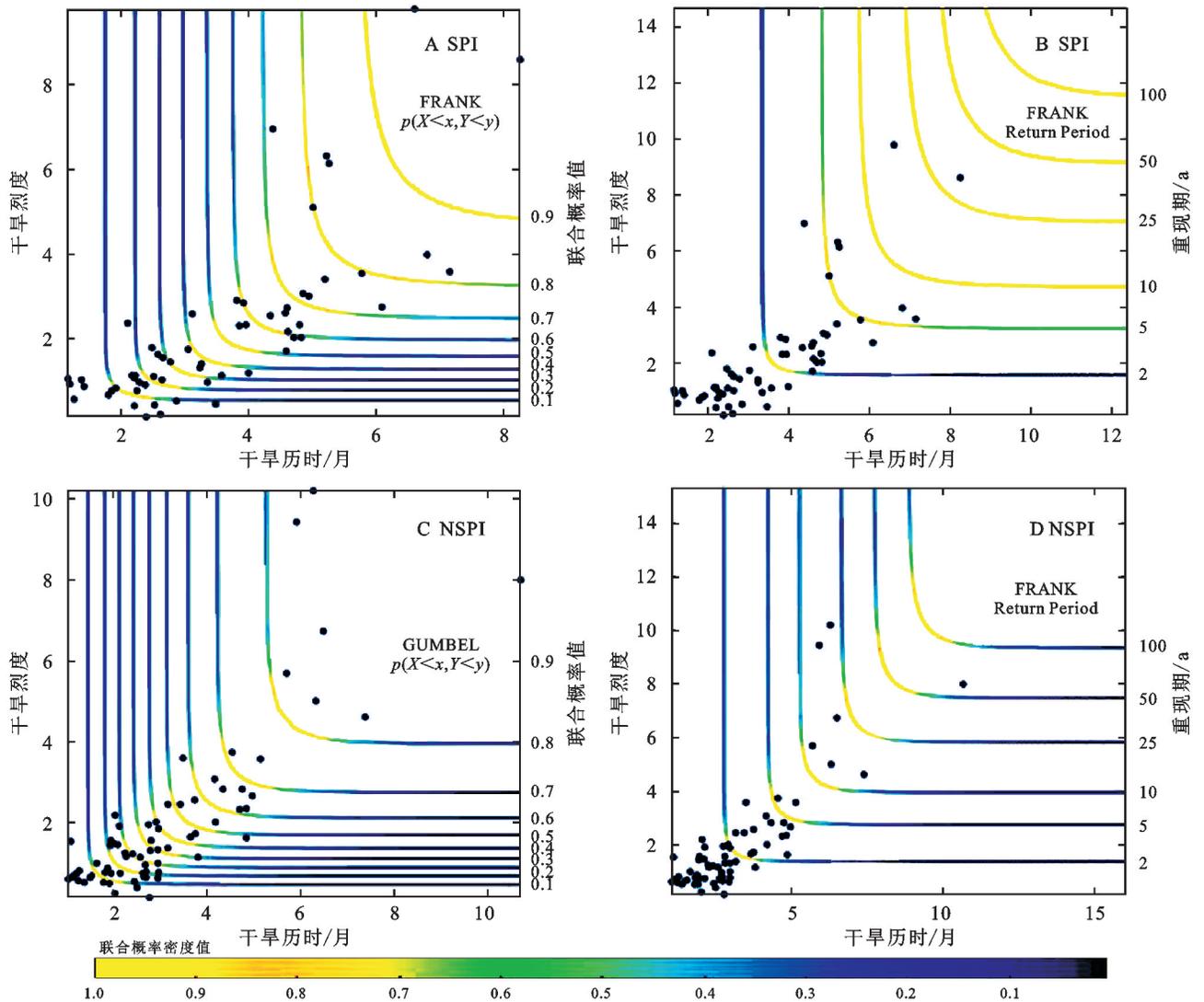


图 8 SPI(A,B)和 NSPI(C,D)干旱特征变量联合分布概率等值线(A,C)和联合重现期(B,D)等值线

Fig. 8 Contour plots of the joint distribution probabilities and joint return period for the SPI and NSPI drought characterization variables

本研究中开发的 NSPI 只考虑了降水的非平稳性,这是 SPI 计算的唯一输入变量。一些研究表明温度,潜在蒸散发等其他气象变量也影响气象干旱评估。因此,未来的工作可以构建基于多变量(如降水量、蒸散量、温度等)的非平稳干旱指数,同时考虑大尺度气候信号或其他影响因素,用于气候变化下的干旱评估。

5 结论

(1) 大尺度气候因子对渭河流域不同月份累积

降水的作用存在差异,滞后时间也不同。AO, SOI, ENSO 指数对降水序列影响最广泛。

(2) 以气候因子为协变量的模型对渭河流域降水序列具有适用性,与平稳模型和以时间为协变量的模型相比,以气候因子为协变量的非平稳模型在各月份的模型性能均更好。

(3) 依据游程理论识别和历史干旱事件对比发现,与传统 SPI 相比,NSPI 可以更好地捕捉干旱事件的发生,对历史干旱的描述更符合实情。两种干旱指数不同

时期识别的不同等级干旱事件发生频率存在差异, NSPI 确定的特旱事件发生频率在各个时期均更高。

(4) SPI 和 NSPI 的干旱特征变量的最优边缘分布函数为 Gamma 和 Lognormal, 二维联合分布最优 Copula 函数分别是 Frank 和 Gumbel Copula 函数, 两者的联合概率和联合重现期存在差异, 并且 NSPI 识别的严重干旱事件的重现期高于 SPI, 说明传统 SPI 低估了严重干旱的风险。

参考文献(References):

- [1] Jehanzaib M, Kim T W. Exploring the influence of climate change-induced drought propagation on wetlands [J]. *Ecological Engineering*, 2020, 149:105799.
- [2] 王怡璇. 变化环境下滦河流域干旱演变驱动机制及定量评价研究[D]. 天津: 天津大学, 2017.
Wang Y X. Driving Mechanism and Quantitative Assessment of Drought in Luanhe River Basin Under Changing Environment[D]. Tianjin: Tianjin University, 2017.
- [3] Russo S, Dosio A, Sterl A, et al. Projection of occurrence of extreme dry-wet years and seasons in Europe with stationary and nonstationary standardized precipitation indices[J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2013, 118(14):7628-7639.
- [4] Wang Y X, Li J Z, Feng P, et al. A time-dependent drought index for non-stationary precipitation series [J]. *Water Resources Management*, 2015, 29(15):5631-5647.
- [5] 陈灏, 张晓琳, 胡彩霞, 等. 基于 GAMLSS 模型的云南省非一致性标准化降水指数分析[J]. *水电能源科学*, 2023, 41(4):9-12.
Chen H, Zhang X L, Hu C X, et al. Analysis of non-stationary standardized precipitation index in Yunnan Province based on GAMLSS model[J]. *Water Resources and Power*, 2023, 41(4):9-12.
- [6] 陈伏龙, 杨宽, 蔡文静, 等. 基于 GAMLSS 模型的水文干旱指数研究: 以玛纳斯河流域为例[J]. *地理研究*, 2021, 40(9):2670-2683.
Chen F L, Yang K, Cai W J, et al. Study on hydrological drought index based on GAMLSS: Taking Manas River Basin as an example[J]. *Geographical Research*, 2021, 40(9):2670-2683.
- [7] Zhang T, Su X L, Feng K. The development of a novel nonstationary meteorological and hydrological drought index using the climatic and anthropogenic indices as covariates[J]. *Science of the Total Environment*, 2021, 786:147385.
- [8] 李永建, 郝文龙, 朱长军, 等. 基于 GAMLSS 模型的滹沱河径流分析[J]. *水电能源科学*, 2023, 41(3):14-18.
Li Y J, Hao W L, Zhu C J, et al. Analysis of runoff of Hutuo River based on GAMLSS model [J]. *Water Resources and Power*, 2023, 41(3):14-18.
- [9] 邢贞相, 刘昊奇, 刘明阳, 等. 基于多变量 GAMLSS 模型的洪水理论分布研究[J]. *东北农业大学学报*, 2022, 53(4):59-69.
Xing Z X, Liu H Q, Liu M Y, et al. Research on flood theory distribution based on multivariate GAMLSS model[J]. *Journal of Northeast Agricultural University*, 2022, 53(4):59-69.
- [10] Li J Z, Wang Y X, Li S F, et al. A nonstationary standardized precipitation index incorporating climate indices as covariates[J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2015, 120(23). DOI:10.1002/2015JD023920.
- [11] Das J, Jha S, Goyal M K. Non-stationary and copula-based approach to assess the drought characteristics encompassing climate indices over the Himalayan states in India[J]. *Journal of Hydrology*, 2020, 580:124356.
- [12] Giraldo Osorio J D, García Galiano S G. Non-stationary analysis of dry spells in monsoon season of Senegal River Basin using data from Regional Climate Models (RCMs)[J]. *Journal of Hydrology*, 2012, 450:82-92.
- [13] 黄梦杰, 贺新光, 卢希安, 等. 长江流域的非平稳 SPI 干旱时空特征分析[J]. *长江流域资源与环境*, 2020, 29(7):1597-1611.
Huang M J, He X G, Lu X A, et al. Spatio-temporal characteristics of drought in the Yangtze River Basin using non-stationary standardized precipitation index [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2020, 29(7):1597-1611.
- [14] McKee T, Doesken N, Kleist J. The Relationship of Drought Frequency and Duration to Time Scales[C]. *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, 1993, 17(22):179-183.
- [15] Wang Y X, Duan L M, Liu T X, et al. A Non-stationary standardized streamflow index for hydrological drought using climate and human-induced indices as covariates[J]. *The Science of the Total Environment*, 2020, 699:134278.
- [16] Wu J W, Miao C Y, Tang X, et al. A nonparametric standardized runoff index for characterizing hydrological drought on the Loess Plateau, China[J]. *Global and Planetary Change*, 2018, 161:53-65.
- [17] Wang Y X, Li J Z, Feng P, et al. Effects of large-scale climate patterns and human activities on hydrological drought: A case study in the Luanhe River Basin, China[J]. *Natural Hazards*, 2015, 76(3):1687-1710.
- [18] Shao S, Zhang H, Singh V P, et al. Nonstationary analysis of hydrological drought index in a coupled human-water system: Application of the GAMLSS with meteorological and anthropogenic covariates in the Wuding River basin, China[J]. *Journal of Hydrology*, 2022, 608:127692.
- [19] Rigby R A, Stasinopoulos D M. Generalized additive

- models for location, scale and shape[J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics*, 2005, 54(3):507-554.
- [20] Stasinopoulos D M, Rigby R A. Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R [J]. *Journal of Statistical Software*, 2007, 23(7):1-46.
- [21] Lu E. Determining the start, duration, and strength of flood and drought with daily precipitation: Rationale[J]. *Geophysical Research Letters*, 2009, 36(12). DOI:10.1029/2009GL038817.
- [22] Chang J X, Li Y Y, Wang Y M, et al. Copula-based drought risk assessment combined with an integrated index in the Wei River Basin, China [J]. *Journal of Hydrology*, 2016, 540:824-834.
- [23] 李珍, 李相虎, 张丹, 等. 基于 Copula 的洞庭湖—流域—长江系统水文干旱概率分析[J]. *湖泊科学*, 2022, 34(4):1319-1334.
Li Z, Li X H, Zhang D, et al. Copula based hydrological drought probability analysis in the Lake Dongting-catchment-Yangtze River system [J]. *Journal of Lake Sciences*, 2022, 34(4):1319-1334.
- [24] 顾佳帅, 李琼芳, 牛铭媛, 等. 基于多维 Copula 函数的淮河流域上游气象干旱特征分析[J]. *中国农村水利水电*, 2019(8):83-87, 92.
Gu J S, Li Q F, Niu M Y, et al. An analysis of meteorological drought characteristics in the upper reaches of Huaihe River based on multidimensional Copula function [J]. *China Rural Water and Hydropower*, 2019(8):83-87, 92.
- [25] 刘瑞琳, 孙鹏, 张强, 等. 基于 Copula 的横断山区非平稳性气象干旱特征[J]. *水土保持研究*, 2022, 29(1):213-223.
Liu R L, Sun P, Zhang Q, et al. Characteristics of non-stationary meteorological drought in Hengduan Mountains based on Copula [J]. *Research of Soil and Water Conservation*, 2022, 29(1):213-223.
- [26] 温克刚, 翟佑安. 中国气象灾害大典: 陕西卷 [M]. 北京: 气象出版社, 2005.
Wen K G, Zhai Y A. *China Meteorological Disasters Book: Shaanxi Volume* [M]. Beijing: China Meteorological Press, 2005.
- [27] Wang H J, Chen Y N, Pan Y P, et al. Spatial and temporal variability of drought in the arid region of China and its relationships to teleconnection indices [J]. *Journal of Hydrology*, 2015, 523:283-296.
- [28] Zhang Y, Huang S Z, Huang Q, et al. Assessment of drought evolution characteristics based on a nonparametric and trivariate integrated drought index [J]. *Journal of Hydrology*, 2019, 579:124230.
- [29] Sarhadi A, Burn D H, Concepción Ausín M, et al. Time-varying nonstationary multivariate risk analysis using a dynamic Bayesian copula [J]. *Water Resources Research*, 2016, 52(3):2327-2349.
- ~~~~~
- (上接第 148 页)
- [25] 姚材仪, 何艳梅, 程建兄, 等. 基于 MCR 模型和重力模型的岷江流域生态安全格局评价与优化建议研究[J]. *生态学报*, 2023, 43(17):1-14.
Yao C Y, He Y M, Cheng J X, et al. Evaluation of ecological security pattern and optimization suggestions in Mingjiang River Basin on MCR model and gravity model [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2023, 43(17):1-14.
- [26] 高长波, 陈新庚, 韦朝海, 等. 区域生态安全: 概念及评价理论基础[J]. *生态环境*, 2006, 15(1):169-174.
Gao C B, Chen X G, Wei C H, et al. Regional ecological security: The concept and assessment theoretical basis [J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2006, 15(1):169-174.
- [27] 鞠昌华, 裴文明, 张慧. 生态安全: 基于多尺度的考察[J]. *生态与农村环境学报*, 2020, 36(5):626-634.
Ju C H, Pei W M, Zhang H. Ecological security: Investigation based on multi-scale [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2020, 36(5):626-634.
- [28] 孟晓璐, 张艳芳. 景观格局变化下陕西汉江流域生态价值与风险的相关性研究[J]. *水土保持学报*, 2023, 37(3):190-200.
Meng X L, Zhang Y F. Study on correlation between ecological value and risk of Hanjiang River Basin in Shaanxi Province under landscape pattern change [J]. *Journal of Soil and Water Conservation*, 2023, 37(3):190-200.
- [29] Han Q G, Zhang J S, Shi X J, et al. Ecological function-oriented vegetation protection and restoration strategies in China's Loess Plateau [J]. *Journal of Environmental Management*, 2022, 323:116290.
- [30] 袁梓裕, 张路, 廖李容, 等. 黄土高原草地植物多样性与群落稳定性的关系及其驱动因素[J]. *生态学报*, 2023, 43(1):60-69.
Yuan Z Y, Zhang L, Liao L R, et al. Relationship between grassland plant diversity and community stability and its driving factors on the Loess Plateau [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2023, 43(1):60-69.