

基于 Copula 分析生态恢复对黄土高原水沙频率耦合关系的影响

薛帆¹, 易海杰², 宋松柏³, 张晓萍^{1,2}

(1.西北农林科技大学水土保持研究所,黄土高原土壤侵蚀与旱地农业国家重点实验室,
陕西 杨凌 712100;2.中国科学院教育部水土保持与生态环境研究中心,陕西 杨凌 712100;
3.西北农林科技大学水利与建筑工程学院,陕西 杨凌 712100)

摘要:为探讨黄土高原水土流失持续治理(P1,1960—1979年;P2,1980—1999年)及退耕还林(草)(P3,2000—2019年)不同阶段水、沙频率耦合特征及演变,基于典型黄土丘陵沟壑区北洛河上游刘家河站1960—2019年的径流量与输沙量实测日数据,采用 Copula 函数等方法进行水、沙频率统计和模拟。结果表明:(1)Gumbel-Houggar Copula 函数能很好地模拟上游水、沙联合概率分布。(2)从 P1~P3 阶段,5~100 年各重现期径流、输沙数量均显著降低,各设计频率的水沙数量在发生概率上的异步性增强。(3)水土流失治理和生态环境建设对黄土高原生态水文过程的影响主要表现在大幅降低 20 年以上重现期水、沙极端事件发生的概率。黄土高原大幅度的生态恢复在区域尺度上已经表现出减水更减沙、调节水、沙极端事件发生概率等良好的生态功能。

关键词:水沙频率耦合关系; Copula 函数; 多时间尺度; 黄土丘陵沟壑区

中图分类号:P33 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-2242(2022)04-0219-09

DOI:10.13870/j.cnki.stbcxb.2022.04.028

Variation of Frequency Coupling Between Streamflow and Sediment Responses to Ecological Restoration Based on Copula Function in the Loess Plateau

XUE Fan¹, YI Haijie², SONG Songbai³, ZHANG Xiaoping^{1,2}

(1.State Key Laboratory of Soil Erosion and Dry Land Farming on the Loess Plateau, Institute of soil and Water Conservation, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100; 2.Research Center of Soil and Water Conservation and Ecological Environment, Chinese Academy of Sciences and Ministry of Education, Yangling, Shaanxi 712100; 3.College of Water Resources and Architecture Engineering, Key Laboratory for Agricultural Soil and Water Engineering in Arid Area of Ministry of Education, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100)

Abstract: In order to explore variation characteristics of frequency coupling between streamflow and sediment in the period 1 of base (1960—1979), period 2 of comprehensive harness of soil and water conservation (1980—1999) and period 3 of the Grain for Green project (2000—2019) in the Loess Plateau, the study based on measured daily data of streamflow and sediment from 1960 to 2019 at Liujiahe hydrological station in the upper reaches of the Beiluo River Basin in the Loess hilly and gully region, and copula function were used for frequency statistics and simulation of streamflow and sediment. The results indicated that: (1) The Gumbel-Houggard Copula function could well simulate the joint probability distribution of streamflow and sediment. (2) Streamflow and sediment transport decreased significantly in each return period in 5 to 100 years. The asynchronous probability of both rich and poor enhanced at each design frequency from period 1 to period 3. (3) The impact of soil erosion control and ecological environment construction on the ecohydrological process of the Loess Plateau was mainly reflected in greatly reducing the probability of extreme runoff and sediment events in the return period of more than 20 years. Great improvement in the ecological environment of the Loess Plateau has already demonstrated the ecological functions on a regional scale in reducing streamflow and sediment and adjusting the probability of extreme runoff and sediment events.

Keywords: coupling frequency of runoff-sediment; Copula function; multi-scale time; loess hilly and gully region

收稿日期:2021-12-17

资助项目:国家自然科学基金项目(41877083,41440012,41230852)

第一作者:薛帆(1997—),女,硕士研究生,主要从事水土保持与生态过程水文影响研究。E-mail:xf1226@nwfufu.edu.cn

通信作者:张晓萍(1971—),女,教授,博士生导师,主要从事水土保持与土地利用变化研究。E-mail:zhangxp@ms.iswc.ac.cn

黄土高原自然环境复杂,地形破碎,土质疏松,植被破坏后极易发生水土流失,黄河年均输沙量曾达到 16 亿 t,其中 90%来源于黄土高原^[1-2]。自 1970s,黄土高原开展了大规模的水土流失治理^[3],1999 年后又大力实施退耕还林(草)措施,土地利用和地表覆被发生剧烈变化,流域水沙数量、水沙关系成为研究热点^[4]。

水沙关系,其内涵是指某时空尺度上流域径流量与输沙或泥沙含量的关系,受自然因素,如降水、土壤、地形、植被等的影响,而大规模人类活动导致的下垫面条件变化,如大规模植被恢复工程、水土流失治理、农业灌溉等,对流域径流和泥沙过程均产生深刻影响^[5-6]。一方面表现在径流量和泥沙数量的协同增加或减少效应及密切程度;另一方面,还表现在其发生频率的协同性。目前,已有许多学者探究了黄土高原典型流域生态建设对水沙数量关系及其密切程度的调控效应,如刘宝元^[7]、Zhang 等^[8]研究表明,生态环境治理下,黄河径流量由 1919—1959 年的年均 426 亿 m³ 减少到 2010 年以来的近 300 亿 m³,同时期输沙量由年均 15.8 亿 t 减少至不到 2 亿 t。针对黄土高原流域水沙关系变化的研究,多是基于水、沙数量的角度进行理解与分析。Zhao 等^[9]、Wang 等^[10]研究表明,2000 年以来黄土高原高含沙量明显降低;Zheng 等^[11]研究表明,在流域尺度上,植被和坡面水保措施仅通过减水来减沙;Zhang 等^[12]、Gao 等^[13]基于经验回归关系式探究水沙关系的变化,2000 年后水、沙数量相关性降低。而水沙关系在发生频率协同性上的研究,如郭爱军等^[14]基于 Copula 函数建立泾河流域水沙联合分布模型,结果表明,受生态建设影响,水沙丰枯各种遭遇组合频率分布更为均匀。以上研究主要从数量角度分析黄土高原典型流域水沙关系对生态恢复的响应特征,而对于其频率耦合关系的研究开展得还不够。

要深入剖析黄土高原流域水沙频率耦合关系的演变特征,需全面考虑径流、输沙 2 个相关变量的联合分布状况。Copula 函数是定义域为[0,1]均匀分布的多维联合分布函数,它可以根据多个随机变量和其边缘分布函数的相关关系构建联合分布模型,具有计算方便、形式简单的优越性^[15]。目前,已经有学者

将 Copula 函数应用于多变量水文分析计算的研究中,如水文随机变量概率分布^[16]、洪水频率分析^[17]、降雨频率分析^[18]、水文干旱特征分析^[19]、水文随机模拟^[20]等,均表明根据 Copula 理论建立的联合分布模型模拟精度较高。

黄土高原丘陵沟壑区,不仅是黄河下游多沙粗砂的主要策源地,也是黄土高原植被恢复最为显著的区域,开展该区生态环境变化下流域水沙特征演变规律具有很好的典型性。本文基于典型丘陵沟壑区北洛河上游刘家河水文站 1960—2019 年的日径流量和输沙量数据,采用 Copula 函数和经验模态分解(empirical mode decomposition),建立水沙联合分布模型,分析多时间尺度下流域水沙频率耦合关系对水土保持与生态恢复的响应,为开展黄土高原水土流失治理规划、生态恢复等提供参考依据。

1 研究区概况

北洛河是渭河的一级支流,黄河的二级支流,流经陕西省榆林、延安、铜川、渭南及甘肃省庆阳等 5 个地(市)的 18 个县(区),于大荔县东南注入渭河,地处 34°42′—37°19′N,107°33′—110°10′E。刘家河水文站位于北洛河流域上游,其控制面积为 7 325 km²,约占流域总面积(26 905 km²)的 1/4,地貌类型为典型的黄土丘陵沟壑区,属暖温带半干旱气候,年平均降水量 452 mm,多集中在 7—9 月;黄绵土为主要土壤类型,抗侵蚀能力差,极易发生严重的水土流失。自 1970s 以来,北洛河上游大规模实施生态建设和水土保持措施,如造林种草、修建淤地坝和梯田,2006 底,上游地区各项水保措施面积达 26.64 万 hm²(表 1)。1999 年又推行退耕还林(草)政策,林草植被盖度由 1970 年的 59.8%增加到 2019 年的 81.1%^[21]。经过持续的生态建设,与 1960s 相比,刘家河水文站 2010s 径流量、输沙量分别减少约 1/2 和 9/10,人类活动对径流量、输沙量变化贡献分别为 94.7%,91.6%^[22];不同发生频率的径流、输沙和含沙量存在不同程度的显著减少趋势,丰水期(1%~5%)的减少尤其显著^[23]。

表 1 北洛河上游水土保持措施累积面积^[24]

年份	造林		种草		梯田		坝地	
	A	R	A	R	A	R	A	R
1959	0.56	0.77	0.01	0.02	0.03	0.04	0.01	0.01
1969	1.78	2.43	0.14	0.19	0.38	0.52	0.11	0.15
1979	3.09	4.22	0.39	0.53	0.92	1.26	0.21	0.29
1989	5.96	8.14	1.81	2.47	1.45	1.98	0.21	0.29
1996	9.05	12.35	2.89	3.95	2.19	2.99	0.21	0.29
2006	16.22	22.14	7.37	10.06	2.84	3.88	0.21	0.29

注:A 为面积(万 hm²);R 为措施面积占区间面积百分比(%)。

2 数据与方法

2.1 数据来源

本文收集了北洛河流域上游刘家河水文站 1960—2019 年实测日径流量、输沙量,并构建月径流量(Q)和输沙量(Q_s)序列进行研究分析,所用数据来源于黄河中游水文资料及年鉴^[24]。

2.2 数据处理方法

2.2.1 水沙数量时间变化趋势诊断 Pettitt 非参数检验法^[25]广泛应用于水文序列突变检验。首先建立 Mann—Whitney 统计量(U_{t,n}):

U_{t,N}=U_{t-1,N}+\sum_{j=1}^N\text{sgn}(x_i-x_j) \tag{1}

式中:j 和 t=2,⋯,N。

令 x_j-x_k=θ,则 sgn(θ)值为:

\text{sgn}(\theta)=\begin{cases}+1 & \theta>0 \\ 0 & \theta=0 \\ -1 & \theta<0\end{cases} \tag{2}

检验统计量(Z_t)为:

Z_t=\text{Max}_{1\leq i\leq N}|U_{t,N}| \tag{3}

统计量 Z_t相关概率的显著性检验公式为:

p\cong\exp\{-6(K_N^2)/(N^2+N^3)\} \tag{4}

2.2.2 二维 Copula 联合分布的建立

(1)确定边缘分布函数。通过皮尔逊 III 型曲线确定边缘函数:

f(x)=\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)}(x-a_0)^{\alpha-1}e^{-\beta(x-a_0)} \tag{5}

式中:α 为皮尔逊 III 型曲线的形状参数;β 为尺度参数;a₀为位置参数;Γ(α)为 α 的伽马函数。

α、β 和 a₀的矩法估计计算公式为:

\alpha=\frac{4}{C_s^2} \quad \beta=\frac{2}{xC_vC_s} \quad a_0=\bar{x}(1-\frac{2C_v}{C_s}) \tag{6}

式中:̄x 为序列均值;C_v为变差系数;C_s为偏态系数。

(2)边缘分布函数检验。采用 χ² 检验方法对边缘分布函数进行假设检验。设样本总体 X 的分布函数为 F(x)且已知。将原假设为 H₀:总体 X 的分布函数为 F(x;θ₁,θ₂,⋯,θ_r)

χ² 检验统计量可表示为:

\chi^2=\sum_{i=1}^k\frac{n}{P_i}(\frac{f_i}{n}-P_i)^2=\sum_{i=1n}\frac{f_i^2}{p_i}-n \tag{7}

当 H₀为真时近似地有:

\chi^2=\sum_{i=1n}\frac{f_i^2}{p_i}-n\sim\chi^2(k-r-1) \tag{8}

其拒绝域为:

\chi^2\geq\chi_{\alpha}^2(k-r-1) \tag{9}

式中:α 为显著水平。

(3) Copula 函数参数估计与选择。本研究选取 Frank Copula、Gumbel—Hougaard(GH) Copula、Clayton

Copula 3 种函数构建二维水沙联合分布模型^[26]:

①Frank Copula

C(u_1,u_2)=-\frac{1}{\theta}\ln\left\{1+\frac{[e^{(-\theta u_1)}-1][e^{(-\theta u_2)}-1]}{e^{(-\theta)}-1}\right\}, \theta\neq 0 \tag{10}

②Gumbel—Hougaard(GH) Copula

C(u_1,u_2)=\exp\{-[(\ln u_1)^\theta+(\ln u_2)^\theta]\frac{1}{\theta}\}, \ln\theta\geq 1 \tag{11}

③Clayton Copula

C(u_1,u_2)=(u_1^\theta+u_2^\theta-1)^{-\frac{1}{\theta}} \quad \theta\geq 1, \theta\neq 0 \tag{12}

式中:θ 为 Copula 函数的参数。

为确定 3 种 Copula 函数参数 θ,首先需得到径流量和输沙量的 Kendall 秩相关系数(τ)^[27]:

\tau=\frac{2}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^n\text{sgn}[(x_i-x_j)(y_i-y_j)] \tag{13}

式中:x_i、x_j、y_i、y_j 为观测数据;sgn 为符号函数。

Copula 函数的参数 θ 与 τ 存在的关系为:

①Frank Copula

\tau=1+\frac{4}{\theta}\left[\frac{1}{\theta}\int_0^1\frac{t}{\exp(t)-1}dt-1\right], \theta\in R \tag{14}

②Gumbel—Hougaard(GH) Copula

\tau=1-\frac{1}{\theta}, \theta\in[1,\infty) \tag{15}

③Clayton Copula

\tau=\frac{\theta}{2+\theta}, \theta\in(0,\theta) \tag{16}

(4) Copula 函数的拟合优度评价

本研究采用 3 种拟合优度评价指标:RMSE(均方根误差)、AIC(赤池信息量准则法)、BIC(贝叶斯信息准则法),计算的评价指标值越小,则模型模拟越好。

①RMSE:

\text{RMSE}=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n[f_{\text{emp}}(x_{i1},x_{i2},\cdots,x_{im})-C(u_{i1},u_{i2},\cdots,u_{im})]^2} \tag{17}

式中:f_{emp}(x_{i1},x_{i2},⋯,x_{im}) 为经验频率;C(u_{i1},u_{i2},⋯,u_{im}) 为理论频率;m 为联合分布函数位数;n 为观测样本长度。

②AIC:

\text{MSE}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n[F_{\text{emp}}(x_{i1},x_{i2},\cdots,x_{im})-C(u_{i1},u_{i2},\cdots,u_{im})]^2 \tag{18}

\text{AIC}=n\ln(\text{MSE})+2k \tag{19}

③BIC:

\text{BIC}=n\ln(\text{MSE})+k\ln(n) \tag{20}

式中:k 为模型参数的个数。

(5)两变量联合概率与重现期。设 X_1 边缘分布函数为 $F_1(x_1)=u_1$, X_2 边缘分布函数为 $F_2(x_2)=u_2$, 则两变量联合概率分布为:

$$F(x_1,x_2)=p(X_1\leq x_1,X_2\leq x_2)=C(u_1,u_2)$$

(21)

联合重现期为:

$$T(x_1,x_2)=\frac{1}{1-C(u_1,u_2)}$$

(22)

同现重现期为:

$$T_0(x_1,x_2)=\frac{1}{1-u_1-u_2+C(u_1,u_2)}$$

(23)

2.2.3 经验模态分解 经验模态分解 EMD 适用于非线性、非平稳性的信号处理,可将复杂的原始信号分解为有限个本征模函数 IMF(intrinsic mode function),分解出来的各 IMF 分量包含了原始信号在不同时间尺度的局部特征信号^[28]。

EMD 经验模态分解的步骤为:

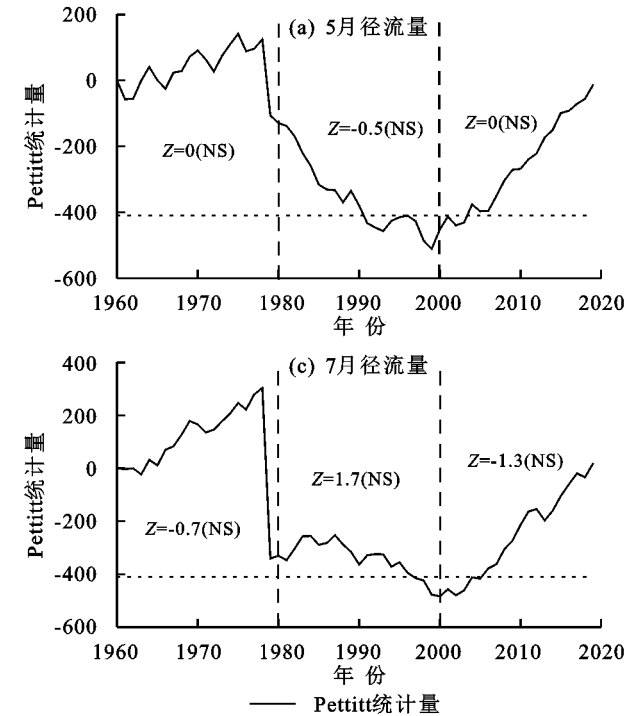
- (1)输入需要处理的原始信号 $y(t)$;

(2)依据 $y(t)$ 的上下极值点,拟合上包络线 $y_p(t)$ 、下包络线 $y_d(t)$,包络线均值 $\bar{y}(t)$ 为:

$$\bar{y}(t)=((y_p(t)+y_d(t)))/2$$

(24)

- (3)原始信号减 $\bar{y}(t)$,得到新序列 $r_1(t)$;需要判



断该新序列是否满足 IMF 分量的 2 个条件,若满足,该序列就是 1 个 IMF 分量;否则以该信号为基础,重新(1~3)分析;

$$r_1(t)=y(t)-\bar{y}(t)$$

(25)

(4)得到 IMF1 分量后, $y(t)$ 减分量 IMF1 作为新的原始信号,进行(1~3),得到 IMF2 分量,以此类推,最终完成分解。

EMD 分解原始序列 $y(t)$ 还得到 1 个趋势项 $q(t)$:

$$q(t)=y(t)-\sum_{i=1}^n r_i(t)$$

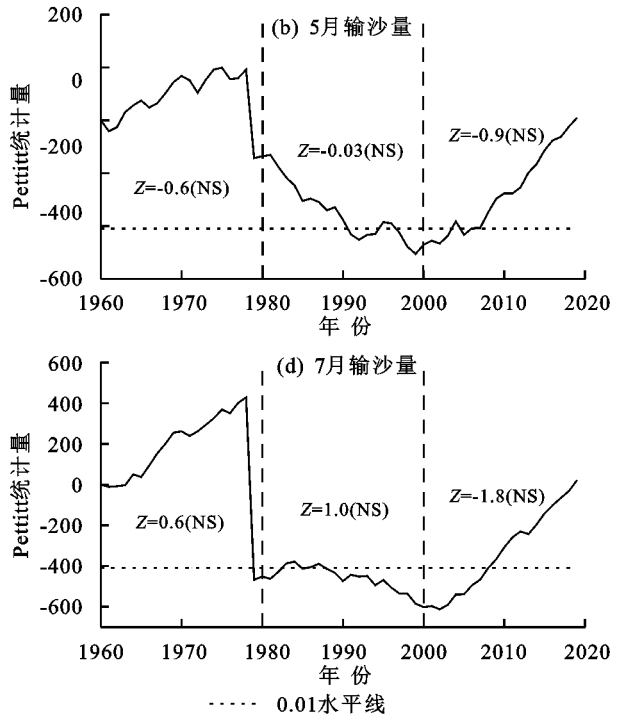
(26)

式中: $r_i(t)$ 为原始序列的各 IMF 分量。

3 结果与分析

3.1 水沙数量变化的阶段性

由图 1 可知,流域上游 5、7 月径流量均于 1980 年和 2000 年发生明显转折,且均达到极显著水平 ($p<0.01$),而月输沙量突变时间与月径流量保持高度一致性。上游水沙 3 阶段的变化特性,与 1980s 以来大面积开展水土流失综合治理,以及 1999 年来退耕还林(草)措施实施的阶段性事件相吻合。因此,在分析中,将水文序列分为 P1(1960—1979 年)、P2(1980—1999 年)和 P3(2000—2019 年)3 个阶段。



注: Z 表示不同月份 P1(1960—1979 年)、P2(1980—1999 年)和 P3(2000—2019 年)的 Mann-Kendall 趋势检验统计量值; NS 表示不显著。

图 1 刘家河站 1960—2019 年水沙数量时间变化趋势检验

3.2 水沙联合分布模型

假设 P1、P2 和 P3 的径流量(Q)和输沙量(Q_s)均服从皮尔逊 III 型分布,并采用 χ^2 检验对其进行假设检验,当显著水平为 0.05 时,自由度为 2 的临界

值为 5.99,而 3 个阶段 Q 、 Q_s 的边缘分布检验结果均小于该临界值,所以通过原检验。表明各阶段的 Q 、 Q_s 均服从皮尔逊 III 型分布(表 2)。

本文选用 Frank、Gumbel-Houggard (GH) 和

Clayton 3 种 Copula 函数分别构建刘家河站 P1、P2 和 P3 的水沙联合分布模型。从表 3 可以看出,P1、P2、P3 阶段 GH Copula 函数的 AIC、BIC 和 RMSE 均小于 Frank 和 Clayton Copula 函数的计算结果。表明 P1、P2 和 P3 的水沙联合分布模型均采用 GH-Copula 函数拟合精度最优。

P1(1960—1979 年):

$$C(u_1,u_2)=\exp\{-[(-\ln u_1)^{3.23}+(-\ln u_2)^{3.23}]^{\frac{1}{3.23}}\}$$

表 2 皮尔逊 III 型分布参数及检验结果

时段	径流量/(万·m ⁻³)					输沙量/(万·t ⁻¹)				
	均值	α_0	α	β	χ^2	均值	α_0	α	β	χ^2
P1(1960—1979 年)	69.6	11.9	0.45	7.8×10^{-7}	2.73	25.0	-2.6	0.15	5.5×10^{-7}	3.75
P2(1980—1999 年)	67.7	37.1	0.10	3.3×10^{-7}	2.95	17.8	1.9	0.06	4.1×10^{-7}	3.38
P3(2000—2019 年)	41.1	22.5	0.30	1.5×10^{-6}	0.44	4.3	-0.5	0.10	2.1×10^{-6}	3.24

表 3 二维 Copula 函数参数估计

时段	函数	参数	AIC	BIC	RMSE
P1(1960—1979 年)	Frank	10.32	-1985	-1981	0.0159
	GH	3.23	-2232	-2228	0.0095
	Clayton	4.46	-1669	-1666	0.0308
P2(1980—1999 年)	Frank	8.87	-1830	-1827	0.0220
	GH	2.61	-1948	-1944	0.0172
	Clayton	3.23	-1576	-1572	0.0373
P3(2000—2019 年)	Frank	4.52	-1708	-1704	0.0284
	GH	1.75	-1768	-1764	0.0251
	Clayton	1.50	-1654	-1650	0.0317

3.3 水沙丰枯遭遇频率分析

由表 4 可知,1960—2019 年重现期为 5~100 年对应的径流量(Q)和输沙量(Q_s)均呈减少趋势。与 P1 相比,P2 和 P3 各重现期 Q 的减小幅度分别为 2.5%~26.9%和 21.5%~55.7%,Q_s的减小幅度分别为 31.4%~59.5%和 72.7%~88.7%,Q_s的减小程度更为剧烈。造成上游 Q 和 Q_s大幅降低的主要原因可以归结为 2 个方面:一是 P2 阶段的水土流失综合治理;二是 P3 退耕还林(草)工程实施以来林草植被覆盖率大幅提升(表 1)。P2 重现期为 100 年的径流量相较于 P1 表现为增加趋势,造成这一现象的原因可能是上游 1994 年遭遇了千年一遇的极端降水^[29]。

由表 4 还可看出,单变量的重现期大于两者的联合重现期(即发生大水或大沙事件),小于两者的同现重现期(即大水大沙同时发生的事件)。如 P1 时段 5 年一遇的 Q 和 Q_s的联合重现期为 4.6 年,同现重现期为 8.1 年,即较大的径流量可能伴随着较大的输沙量,也可能携带着较小的输沙量;径流量和输沙量同时超过实测最大值的事件发生概率减小。同时 Coupla 函数对 3 时期相应径流量和输沙量重现期的估算结果表明,随着时期进展,重现期相同的情况下,5~20 年重现期的水沙事件,其联合重现期和同现重现

P2(1980—1999 年):

$$C(u_1,u_2)=\exp\{-[(-\ln u_1)^{2.61}+(-\ln u_2)^{2.61}]^{\frac{1}{2.61}}\}$$

P3(2000—2019 年):

$$C(u_1,u_2)=\exp\{-[(-\ln u_1)^{1.75}+(-\ln u_2)^{1.75}]^{\frac{1}{1.75}}\}$$

由图 2 可知,P1、P2 和 P3 径流量(Q)和输沙量(Q_s)的经验联合频率与 GH Copula 得到的理论联合频率拟合系数 R² 分别为 0.999 0、0.998 1 和 0.993 5,表明各阶段所选的 Copula 函数与经验值拟合程度较好,选择合理。

期大多表现出小幅增加趋势,而重现期为 50~100 年的极端事件,在 P1~P3 阶段联合重现期和同现重现期均大幅增加。表明水土流失治理和生态环境建设等下垫面条件变化,对 20 年重现期以上的水沙极端事件发生概率的影响程度,要远大于 20 年重现期以内事件发生概率的影响。

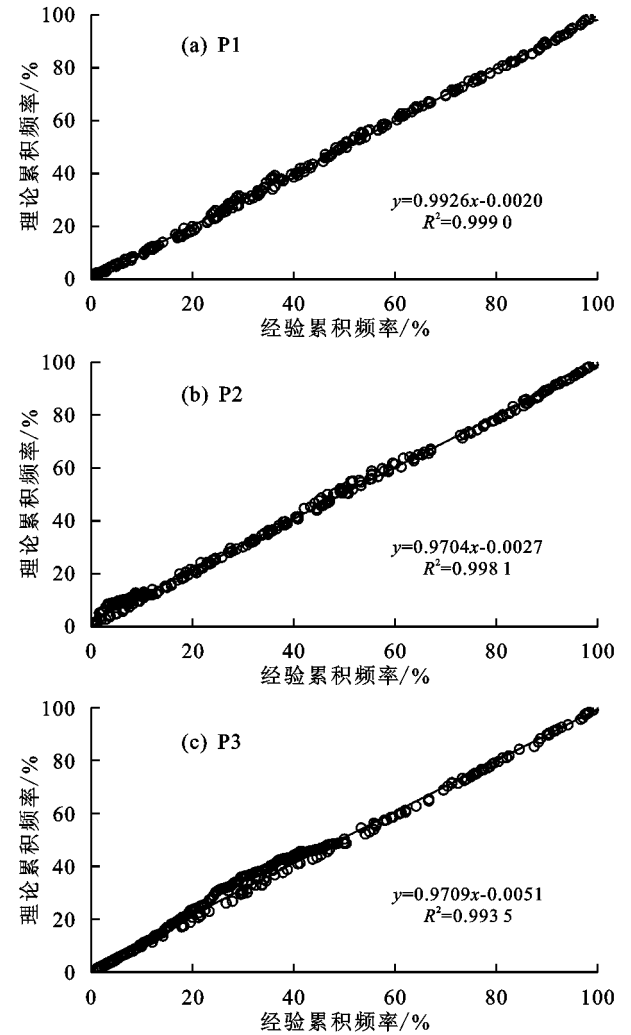


图 2 P1、P2 和 P3 经验累积频率与理论累积频率的一致性比较

表 4 径流量(Q)与输沙量(Q_s)不同组合下的重现期

重现期 (T,a)	对应 Q(万 m ³)及变幅					对应 Q _s (万 t)及变幅					联合重现期/a			同现重现期/a		
	P1	P2	P3	P1~P2	P1~P3	P1	P2	P3	P1~P2	P1~P3	P1	P2	P3	P1	P2	P3
				变幅/%	变幅/%				变幅/%	变幅/%						
5	104	76	57	-26.9	-45.2	42	17	6	-59.5	-85.7	4.6	4.1	3.9	8.1	19.3	23.9
10	172	158	135	-8.1	-21.5	364	153	41	-58.0	-88.7	7.6	8.3	8.9	18.3	26.8	30.1
20	242	236	180	-2.5	-25.6	371	157	93	-57.7	-74.9	14.4	15.1	15.7	34.1	48.9	51.1
50	356	308	185	-13.5	-48.0	382	161	104	-57.9	-72.8	23.4	40.1	40.6	79.1	59.0	88.1
100	420	452	186	7.6	-55.7	385	264	105	-31.4	-72.7	48.9	51.4	90.3	141.6	130.6	275.5

采用频率法将水沙频率分为丰、平、枯 3 种状态，本文以 $p_f=25\%$ ， $p_k=75\%$ 作为水沙丰枯划分的频率，丰枯遭遇组合：

$$\text{水丰沙丰: } P_1 = P(X \geq x_{pf}, Y \geq y_{pf})$$
$$\text{水丰沙平: } P_2 = P(X \geq x_{pf}, y_{pk} < Y < y_{pf})$$
$$\text{水丰沙枯: } P_3 = P(X \geq x_{pf}, Y \leq y_{pk})$$
$$\text{水平沙丰: } P_4 = P(x_{pk} < X < x_{pf}, Y \geq y_{pf})$$
$$\text{水平沙平: } P_5 = P(x_{pk} < X < x_{pf}, y_{pk} < Y < y_{pf})$$
$$\text{水平沙枯: } P_6 = P(x_{pk} < X < x_{pf}, Y \leq y_{pk})$$
$$\text{水枯沙丰: } P_7 = P(X \leq x_{pf}, Y \geq y_{pf})$$
$$\text{水枯沙平: } P_8 = P(X \leq x_{pf}, y_{pk} < Y < y_{pf})$$
$$\text{水枯沙枯: } P_9 = P(X \leq x_{pf}, Y \leq y_{pk})$$

从表 5 可以看出：(1)P1、P2、P3 的水沙丰枯遭遇频率变化范围分别为 0.6%~41.3%，1.1%~38.6% 和

0.6%~28.4%。(2)P1、P2、P3 的水沙丰枯遭遇频率均表现为同步遭遇频率均大于异步遭遇频率；同步遭遇频率中，同平表现最大，同丰和同枯相近；异步遭遇频率中，水丰沙平与水平沙丰、水丰沙枯与水枯沙丰、水平沙枯与水枯沙平分别相等，水丰沙枯与水枯沙丰最小。表明北洛河上游水沙序列之间具有较强的相关性，出现极端情况的概率较小。(3)与 P1 相比，P2 水沙丰枯各异步组合频率均增加；同步组合中同枯频率增加，而同丰和同平频率均减小。(4)与 P1 相比，P3 水丰沙枯和水枯沙丰频率降低，其余异步组合频率均增大；各同步组合频率均减小。(5)总体来看，与 P1 相比，P2、P3 水沙丰枯异步频率均增加，同步频率均降低，反映水土流失综合治理和生态建设等人类活动对流域水沙频率一致性的影响在逐渐扩大。

表 5 不同时段水沙丰枯遭遇频率

时段	丰枯异步频率/%							丰枯同步频率/%			
	水丰沙平	水丰沙枯	水平沙丰	水平沙枯	水枯沙丰	水枯沙平	合计	同丰	同平	同枯	合计
P1(1960—1979 年)	3.7	0.6	3.7	4.9	0.6	4.9	18.4	20.9	41.3	19.4	81.6
P2(1980—1999 年)	6.3	1.1	6.3	4.1	1.1	4.1	26.3	18.7	38.6	19.7	76.9
P3(2000—2019 年)	11.0	0.6	11.0	9.4	0.6	9.4	42.0	14.3	28.4	15.3	58.0

3.4 水沙联合概率的多时间尺度特征

从表 6 和图 3 可以看出，北洛河上游水沙联合概率可分解为 5 或 6 个具有不同波动周期的本征模态分量和 1 个趋势项，表明北洛河上游存在复杂的水沙过程。P1 具有平均周期为 3.9、9.0、15.9、27.2、47.1、60.0 月 6 个不同尺度的本征模态分量，P2 具有平均周期为 3.4、8.7、15.3、25.6、43.5、57.0 月 6 个不同尺度的分量，P3 则有 5 个本征模态分量，平均周期分别为 3.3、8.1、13.8、24.8、39.7 月。相同本征模态分量的平均波动周期，随时间推移均表现出减小的趋势。

表 6 不同时段经验模态分解后各 IMF 分量的平均周期
单位：月

时段	IMF1	IMF2	IMF3	IMF4	IMF5	IMF6
P1(1960—1979 年)	3.9	9.0	15.9	27.2	47.1	60.0
P2(1980—1999 年)	3.4	8.7	15.3	25.6	43.5	57.0
P3(2000—2019 年)	3.3	8.1	13.8	24.8	39.7	—

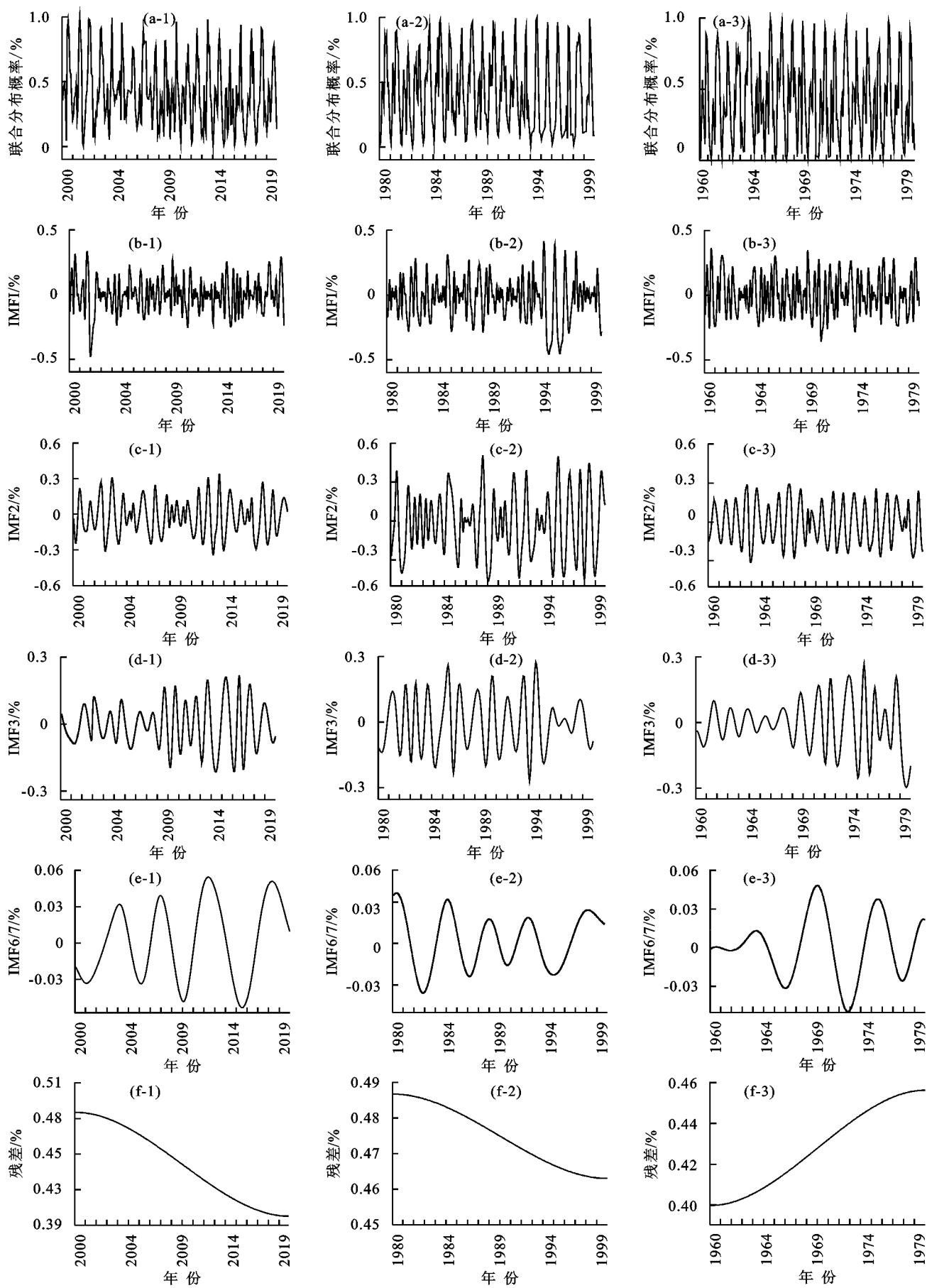
注：“—”表示无数据。

IMF1 表明，无论是年、月尺度，P1 水沙联合概率波动总体较稳定。与 P1 相比，P2 水沙联合概率的年

内波动频率略微增加，振幅呈减小趋势；然而 1994—1996 年波动频率明显减小，振幅显著增加，可能是受到 1994 年刘家河千年一遇暴雨的影响^[29]。P3 水沙联合概率年内呈现 2~4 次波动；较大的波动出现在 2000—2002 年，之后波动逐渐放缓，趋于平稳。

IMF2 表明，P1 水沙联合概率年内基本为 1 次波动，年际间波动总体较稳定。P2 水沙联合概率年内主要呈现 1 次波动，伴随着少数的 2 次年内波动，且振幅不明显。P3 水沙联合概率年内为 1~2 次波动，主要表现在年内丰枯月份的交替，年际间波动较稳定。

IMF3 表明，P1 水沙联合概率主要存在 1~3 年的周期，到 P1 后期，周期明显变短，振幅显著增加。P2 水沙联合概率主要表现为 1~3 年的周期，振幅总体较稳定。P3 水沙联合概率初期波动较大，后期波动比较稳定。值得注意的是，如 2012—2013 年，振幅明显减小，年际间变化极不明显，可能是因为该时期径流量明显增大，但是输沙量却无显著变化，表现为水丰沙枯，且出现该现象的概率较小(表 5)。



注:图(a)为上游 Copula 水沙联合概率分布,图(b~e)为基于上游水沙联合分布概率,使用经验模态分解方法分解概率 IMF1、IMF2、IMF3、IMF6/7;图(f)为经验模态分解概率以后的残差图(趋势项)。

图 3 北洛河上游水沙联合频率经验模态分解

IMF5 表明,在更大时间尺度上,水沙联合概率呈现 3~6 年的波动周期,且随着时间推移,周期逐渐变短。图 3(f-1)表明上游 P1 水沙联合概率总体呈上升趋势,图 3(f-2)、(f-3)表明 P2、P3 水沙联合概率总体呈下降趋势。

4 讨论

滥砍滥伐和陡坡开垦等不合理的土地利用导致黄土高原生态环境恶化,侵蚀加剧^[30]。为有效治理水土流失,1970s 以来,国家相继在黄河中游开展了大规模的水土流失治理和生态建设工程^[31-32]。一系列的生态恢复等人类活动使流域土壤侵蚀明显减弱,河流输沙量显著降低^[7]。与 P1(1960—1979 年)相比,P2(1980—1999 年)和 P3(2000—2019 年)相同重现期的径流量和输沙量均明显减小,且输沙量的减少程度更加显著(表 4)。表明生态恢复措施在相同重现期表现出减水更减沙的水土保持功能^[22]。

水土保持工程措施可以通过减小含沙量,进而实现水土流失的治理。北洛河上游 1980s 开展的水土流失综合治理,以修建淤地坝、梯田为主(表 1)。其中,淤地坝的拦截效应使得排出淤地坝的洪水含沙量显著变小^[33]。与 P1 相比,P2 大水伴随大沙的频率降低,水沙丰枯遭遇的异步频率略有增加;径流量和输沙量同丰、同平的频率明显降低(表 4 和表 5)。而且同时期水沙联合概率的波动周期降低,振幅呈减小趋势(图 3)。表明水土保持工程措施能够有效减小水沙联合概率和同现概率,降低高径流含沙量,调节水沙频率耦合关系。

研究^[34]表明,植被可以在一定程度上削减洪水的洪峰流量,有效降低降水及地表径流对土壤的侵蚀,改变水沙极端事件的发生概率^[35]。1999 以来,黄土高原大力实施退耕还林(草)工程,北洛河上游植被盖度由 2001 年的 30% 增加到 2019 年的 60% 左右^[21]。与 P1 相比,2000 年以来重现期为 50~100 年的水沙极端事件,联合重现期和同现重现期均大幅增加,水沙丰枯遭遇的同步组合频率均明显降低。然而,重现期为 5 年的水沙联合重现期减小,水丰沙平和水平沙枯的频率增加,这是由于植被能显著增加河流枯季径流量^[35]。林草植被盖度在小于 40%~50% 时,减水减沙、调节水沙极端事件发生概率的效果非常明显,但植被盖度达到 60% 左右时,产流、产沙系数均趋于稳定^[29]。P3 水沙联合概率初期波动较大,后期无论是波动周期、振幅,均比较稳定(图 3)。表明 P3 退耕还林(草)措施显著影响水沙联合概率,尤其是在 2000 年初期,而后期水沙联合概率逐渐稳定,

这可能与植被盖度持续增加有关。

流域水沙频率耦合关系的变化,不仅受剧烈的人类活动影响,还与极端天气的发生息息相关^[36]。1994 年刘家河发生了千年一遇的暴雨^[28],使得 P2 重现期为 100 年时的径流量相比于 P1 表现为增加趋势(表 4),而且导致 1994—1996 年水沙联合概率的波动周期和振幅明显增加(图 3)。说明极端暴雨对流域水沙联合概率有显著的影响,其内在影响机制还需进一步探讨。

5 结论

(1)Gumbel-Houggard Copula 能很好地模拟上游水沙联合概率分布。

(2)随时段推移,5~100 年重现期的径流量、输沙量均明显减小,各设计频率的水沙数量在发生概率上的异步性增强。

(3)水土流失治理和生态环境建设等下垫面条件变化,大大降低 20 年以上重现期水沙极端事件发生的概率。

(4)水沙联合概率在不同时间尺度上具有非常复杂的变化特征。

通过 Copula 函数建立的水沙联合分布模型,可以进一步了解生态恢复对黄土高原水沙频率耦合关系的影响,为黄土高原的水沙调控提供参考依据。

参考文献:

- [1] 任美镠.黄河的输沙量:过去、现在和将来:距今 15 万年以来的黄河泥沙收支表[J].地球科学进展,2006,21(6): 551-563.
- [2] 程天文,赵楚年.我国主要河流入海径流量、输沙量及对沿岸的影响[J].海洋学报,1985,7(4):460-471.
- [3] 宁珍,高光耀,傅伯杰.黄土高原流域水沙变化研究进展[J].生态学报,2020,40(1):2-9.
- [4] 周德成,赵淑清,朱超.退耕还林工程对黄土高原土地利用/覆被变化的影响:以陕西省安塞县为例[J].自然资源学报,2011,26(11):1866-1878.
- [5] Zabaleta A, Martínez M, Uriarte J A, et al. Factors controlling suspended sediment yield during runoff events in small headwater catchments of the Basque Country[J].Catena,2007,71:179-190.
- [6] Zhao W W, Fu B J, Meng Q H, et al. Effects of land-use pattern change on rainfall-runoff and runoff-sediment relations: A case study in Zichang watershed of the Loess Plateau of China[J]. Journal of Environmental Sciences,2004,16(3):436-442.
- [7] 刘宝元.黄河水沙时空图谱[M].2 版.北京:科学出版社,2019.

- [8] Zhang X P, Zhang L, Zhao J, et al. Responses of stream-flow to changes in climate and land use /cover in the Loess Plateau, China[J/OL]. *Water Resources Research*, 2008, 44(7). <https://doi:10.1029/2007WR006711>.
- [9] Zhao G J, Yue X L, Tian P, et al. Comparison of the suspended sediment dynamics in two Loess Plateau Catchments, China[J]. *Land Degradation and Development*, 2017, 28(4): 1398-1411.
- [10] Wang F, Hessel R, Mu X M, et al. Distinguishing the impacts of human activities and climate variability on runoff and sediment load change based on paired periods with similar weather conditions: A case in the Yan River, China[J]. *Journal of Hydrology*, 2015, 527: 884-893.
- [11] Zheng M G, Yang J S, Qi D L, et al. Flow-sediment relationship as functions of spatial and temporal scales in hilly areas of the Chinese Loess Plateau[J]. *Catena*, 2012, 98: 29-40.
- [12] Zhang X P, Lin P F, Chen H, et al. Understanding land use and cover change impacts on runoff and sediment load at flood events on the Loess Plateau, China[J]. *Hydrological Processes*, 2018, 32(4): 576-589.
- [13] Gao Z L, Fu Y L, Li Y H, et al. Trends of stream-flow, sediment load and their dynamic relation for the catchments in the middle reaches of the Yellow River over the past five decades[J]. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2012, 16(9): 3219-3231.
- [14] 郭爱军, 黄强, 畅建霞, 等. 基于 Copula 函数的泾河流域水沙关系演变特征分析[J]. *自然资源学报*, 2015, 30(4): 673-683.
- [15] 闫宝伟, 郭生练, 郭靖, 等. 多变量水文分析计算方法的比较[J]. *武汉大学学报(工学版)*, 2009, 42(1): 10-15.
- [16] 史黎翔, 宋松柏. 基于 Copula 函数的两变量洪水重现期与设计值计算研究[J]. *水力发电学报*, 2015, 34(10): 27-34.
- [17] 左斌斌, 徐宗学, 叶陈雷, 等. 基于 Copula 函数的北京市设计降雨研究[J]. *水力发电学报*, 2021, 40(2): 77-88.
- [18] 廖显微, 高峰, 魏婷, 等. 基于 Copula 函数的松花江流域水文干旱频率分析[J]. *灌溉排水学报*, 2021, 40(3): 134-141.
- [19] De Michele C, Salvadori G, Canossi M, et al. Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway[J]. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2005, 10(1): 50-57.
- [20] 宋松柏, 王小军. 基于 Copula 函数的水文随机变量和概率分布计算[J]. *水利学报*, 2018, 49(6): 687-693.
- [21] 何亮, 吕渡, 郭晋伟, 等. 基于 MODIS 的北洛河流域植被盖度变化研究[J]. *人民黄河*, 2020, 42(2): 67-71.
- [22] 薛帆, 晁智龙, 何亮, 等. 近 70 年来不同地貌和植被类型区水沙特征演变及其对生态恢复的响应[J]. *生态学报*, 2021, 42. doi:10.5846/stxb202012103146.
- [23] Zhang J J, Zhang X P, Li R, et al. Did streamflow or suspended sediment concentration changes reduce sediment load in the middle reaches of the Yellow River? [J]. *Journal of Hydrology*, 2017, 546: 357-369.
- [24] 鲁俊, 朱信华, 崔振华, 等. 北洛河流域水沙特性与变化原因[J]. *人民黄河*, 2018, 40(3): 20-24.
- [25] Pettitt A N. A non-parametric approach to the change-point problem[J]. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1979, 28(2): 126-135.
- [26] Nelsen R B. *An Introduction to Copulas*[M]. Springer, 2006.
- [27] 邱小霞, 刘次华, 吴娟. Copula 函数中参数极大似然估计的性质[J]. *经济数学*, 2008, 25(2): 210-215.
- [28] Huang N E, Shen Z, Long S R, et al. The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for non-linear and non-stationary time series analysis[J]. *Proceedings Mathematical Physical and Engineering Sciences*, 1998, 454(1971): 903-995.
- [29] 赵静. “94·8”暴雨洪水简介[J]. *陕西水利*, 1995(2): 19-20.
- [30] 刘晓燕, 高云飞, 王略. 黄河主要产沙区近百年产沙环境变化[J]. *人民黄河*, 2016, 38(5): 1-5.
- [31] Wang G Q, Wu B S, Wang Z Y. Sedimentation problems and management strategies of Sanmenxia Reservoir, Yellow River, China[J]. *Water Resources Research*, 2005, 41(9): 477-487.
- [32] 郑明国. 基于水沙关系框架的黄土区不同水土保持措施减沙贡献分割方法[J]. *农业工程学报*, 2020, 36(7): 173-183.
- [33] 吴钦孝, 赵鸿雁. 植被保持水土的基本规律和总结[J]. *水土保持学报*, 2001, 15(4): 13-15.
- [34] 黄明斌, 刘贤赵. 黄土高原森林植被对流域径流的调节作用[J]. *应用生态学报*, 2002, 13(9): 2-5.
- [35] 刘晓燕, 杨胜天, 李晓宇, 等. 黄河主要来沙区林草植被变化及对产流产沙的影响机制[J]. *中国科学: 技术科学*, 2015, 45(10): 1052-1059.
- [36] 赵阳, 刘冰, 张晓明, 等. 极端降雨条件下黄河典型流域水沙变化特性研究[J]. *泥沙研究*, 2020, 45(6): 47-52.