

三峡大坝建设前后对长江上游径流联合分布影响的分析^{*}

冯瑞瑞 荣艳淑[†] 殷雨婷

(河海大学水文水资源学院, 210098, 江苏南京)

摘要 以三峡工程蓄水运行的 2003 年为分界点, 利用长江上游流域寸滩、武隆、宜昌 3 站 1951—2016 年的月径流资料, 利用 Copula 函数, 定量分析了三峡水库蓄水前后对长江上游多站径流的联合分布的影响. 研究结果表明: 1) 三峡水库建设前后, 无论 2 个还是 3 个站的径流联合分布均发生了变化. 其中, 寸滩-宜昌 2 站联合分布没有变化, 但分布函数的参数略有减小; 武隆-宜昌的联合分布从 Gaussian Copula 转变为 Gumble Copula 型; 寸滩-武隆-宜昌的 3 站联合分布由 Gumble Copula 变成 Gaussian Copula 型. 2) 三峡建库后, 在相同的概率水平下, 3 站对应的径流量均比建库前明显减少; 在相同重现期下, 3 站对应的径流量同样比建库前明显减少, 其中, 宜昌站径流减小率最大, 寸滩次之, 武隆最小. 这表明三峡建库后, 对坝下宜昌站径流的影响高于三峡大坝上游的寸滩、武隆 2 站.

关键词 联合分布; Copula 函数; 三峡大坝; 宜昌; 寸滩; 武隆

中图分类号 TV121

DOI: 10.12202/j.0476-0301.2020167

三峡大坝作为当今世界最大的水力发电工程——三峡水电站的主体工程, 有着巨大的防洪、航运和发电效益, 同时, 也引发了多种生态环境问题. 三峡水库 1992 年获批, 1994 年正式动工兴建, 2003 年开始蓄水发电, 2009 年全部完工, 整个工程历时 17 年.

三峡大坝建成以后, 引起众多学者参与讨论, 从水文情势的变化、泥沙沉积、生物多样性、污染物等多方面, 研究了大坝运行对长江流域的影响. 研究表明: 三峡建坝后, 最高气温序列有所上升, 湿度序列与辐射序列存在缓慢上升趋势^[1]; 特别是下游河流水温变化十分明显, 春、夏季水温下降, 秋、冬季水温上升^[2]; 各水文站水位和流量受到一定程度影响, 呈波动性递减变化^[3-4]; 在长江干流的汉口站、大通站、宜昌站, 平均年输沙量都有明显减小趋势, 各主要支流水文站减沙趋势也非常明显^[5]; 在三峡水库预泄过程中, 鄱阳湖区圩堤前水位没有超过原有堤防设计水位, 圩堤的防洪标准也没有降低^[6]; 三峡水库在不同水位下运行, 对于干流断面水质状况产生了一定的影响, 且断面水质状况的时间差异比空间差异显著^[7].

在众多研究中, 长江水文要素的频率有何变化也是一个备受关注的问题. 频率分析是各类涉水工程规划和管理决策的主要依据与关键技术^[8], 直接影响小概率事件发生的频率及程度, 对长江流域的防汛抗旱工作有相当大的作用. 水文要素众多且又相互联系, 但传统的多要素分析主要针对各要素边际分布为正态分布的情形, 其应用受限. Copula 函数适合于构建边缘分布为任意分布的联合分布, 能够有效地描述要素间的相关性, 相对传统的多要素分析方法有很大优势, 在水文领域得到广泛应用. Copula 函数不仅可以描述不同水文要素间或水文事件内在属性之间的相关性, 还可用来分析同一水文要素或水文事件在不同地区的遭遇概率. 郭财秀等^[9]基于 Clayton Copula 函数, 合理构建了长江感潮河段的上边界洪峰流量与下边界潮位 2 个水文要素的联合分布; 陈璐等^[10]基于 Copula 函数研究了长江上游干支流 4 个控制站间洪水发生时间及量级的联合分布, 以及 2 或 3 站的洪水发生时间和洪水量级的遭遇概率; 熊立华等^[11]应用 Copula 函数建立了长江干流区相邻 2 个站点的年最大洪水联合分布函数, 分析了洪水的遭遇组合.

正因 Copula 函数具有的优越性, 本文利用 Copula 函数的多维联合分布理论, 以三峡水库下游的宜昌水文

^{*} 国家重点研发计划资助项目(2016YFA0601504); 国家自然科学基金资助项目(51420105014); 国家自然科学基金青年基金资助项目(41605043); 中央高校基本科研业务费专项(2017B00114)

[†] 通信作者: 荣艳淑(1961—), 女, 教授, 博士. 研究方向: 水文气象和气候变化. e-mail: ysrn@hhu.edu.cn

收稿日期: 2019-11-09

站和三峡水库上游的寸滩和武隆为代表站,以三峡水库正式蓄水运行的2003年为分界点,讨论三峡水库蓄水前后对长江上游多站径流联合分布影响,为长江流域防汛和水资源合理配置提供科学依据与理论支撑。

1 数据与方法

1.1 研究区域 三峡大坝与宜昌水文站、寸滩站和武隆站的关系如图1所示:宜昌水文站位于大坝下游43 km处,是长江干流重要节点水文站;寸滩水文站位于三峡大坝上游,是长江上游干流的重要水文站,是构成宜昌站径流量的主要部分,占宜昌站径流量的80.50%;武隆站代表乌江汇入长江干流的径流量,占宜昌站径流量的11.46%。三峡水库受寸滩、武隆来水的影响,对宜昌站的径流也产生影响。

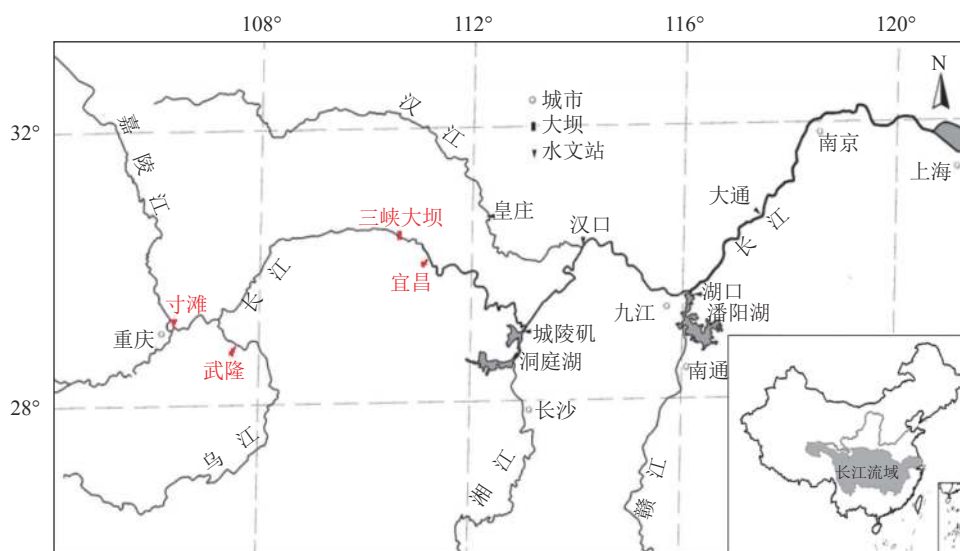


图1 研究区域及三峡大坝与各水文站位置

1.2 数据说明 采用长江流域寸滩、武隆、宜昌水文站1951—2016年的逐月流量资料,该数据来源于长江流域水文年鉴和长江水利委员会水文局。

1.3 Copula函数三维联合分布理论 Copula函数的多维联合分布理论,可以将变量间的联合分布分解为变量的相关结构和边缘分布2个相互独立的部分分别处理,有效解决了多元变量复杂分布的计算问题,开始在水文中研究中得到广泛应用^[12-13]。

根据Sklar定理,三变量联合分布可定义为

$$F(x, y, z) = C_{\theta}(u, v, w), \quad (1)$$

式中: $C_{\theta}(u, v, w)$ 为边缘分布在 $[0, 1]$ 区间的 Copula 联结函数, θ 为待定参数; $u=F_1(x)$ 、 $v=F_2(y)$ 、 $w=F_3(z)$, 为各单变量的边缘分布,即累积频率。

Copula 函数构造多样,它不要求单变量具有相同的边缘分布,任意多个单变量的边缘分布经 Copula 连接后,都可构成联合分布,变量的所有信息都包含在边缘分布中,在转换过程中不会造成信息失真。在水文领域应用最为广泛的2类重要的 Copula 函数是 Archimedean(阿基米德) Copula 和椭圆 Copula,其中常用的 Archimedean Copula 包括 Gumbel Copula、Frank Copula 和 Clayton Copula 函数;常用的椭圆 Copula 函数包括正态 Copula 和 t -Copula。

本文基于以上5种 Copula 函数进行多变量联合概率分布的拟合。椭圆 Copula 函数的表达式过于复杂,本文不再列出,详见文献^[14]。常用的 Archimedean Copula 函数表达式为

$$\text{Frank: } -\frac{1}{\theta} \ln \left\{ 1 + \frac{[\exp(-\theta \cdot u_1) - 1][\exp(-\theta \cdot u_2) - 1][\exp(-\theta \cdot u_3) - 1]}{[\exp(-\theta) - 1]^2} \right\} \quad \theta \in (-\infty, \infty) / \{0\}, \quad (2)$$

Clayton: $\max(u_1^\theta + u_2^\theta + u_3^\theta - 2)^{-(1/\theta)} \theta \in [-1, \infty] / \{0\},$ (3)

Gumbel: $\exp\left[(-\ln u_1)^\theta + (-\ln u_2)^\theta + (-\ln u_3)^\theta\right]^{(1/\theta)} \theta \in [1, \infty].$ (4)

1.4 相关性检验 各站流量间的相关性采用 Pearson 古典相关系数 r 进行分析, 相关系数的显著性取 99% 信度水平. 相关性的真伪用 ADF 单位根检验^[15], 如果检验序列中存在单位根, 表明序列为非平稳序列, 在非平稳的序列之间会产生伪相关现象; 若不存在单位根, 序列为平稳序列, 相互独立且稳定的序列间不会产生伪相关. ADF 单位根检验需检验 3 个项目即 (c, t, l) , 其中各参数分别表示是否含有常数项(constan)、时间趋势项(trend)以及滞后阶数(lag). 如果时间序列是平稳的, 则 (c, t, l) 的检验结果一定是 $(c, 0, 0)$.

1.5 其他说明 所有序列的边缘分布采用分析处理软件 Easyfit 进行拟合. Easyfit 软件提供了 55 种分布函数, 运用软件从这些分布函数中挑选最优拟合分布函数, 边缘分布模型参数均采用最大似然法估计, 通过 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 法进行拟合检验. Copula 函数的参数 θ 采用 i-tau (inverse Kendall's tau) 进行估计, 同时, 综合考虑均方根误差(RMSE)、赤池信息准则(AIC)和检验统计量概率 P , 挑选最优 Copula 函数, 上述计算公式均可见参考文献[16].

2 长江上游径流最优联合分布

由于三峡大坝建设前, 宜昌站径流主要受寸滩、武隆来水的影响, 三者之间具有一定的相关性, 可以用 Copula 联合分布函数来表述这种相关性. 建库后, 对周围水文站的影响可能导致 3 站径流之间的相关性发生变化. 因此, 本文以三峡工程蓄水运行的 2003 年为分界点, 用 Copula 函数来研究三峡大坝运行前后长江上游 3 站的径流联合分布的变化情况.

2.1 各站流量的边际最优分布函数 Copula 函数不限定变量的边际分布, 确定适宜的边际分布是应用 Copula 函数的第一步. 使用 Easyfit 软件对寸滩、武隆和宜昌 3 站的月径流数据进行最优分布函数的拟合, 取显著性 99% 信度水平检验拟合优度, 从而获取最优概率分布函数. 每站只取 1 个最优拟合函数, 表 1 是 3 站概率分布的最优拟合结果, 图 2 是 3 站概率分布拟合效果.

表 1 边际分布的最优概率分布的参数估计及 K-S 检验值

年份	站名	分布函数	参数值	K-S检验结果		
				P	$D_{\text{检验}}$	$D_\alpha(\alpha=99\%)$
1951—2002	寸滩	Weibull	$\alpha=0.871, \beta=8\ 026.3, \gamma=2\ 420$	0.02	0.063	0.065
	武隆	Weibull	$\alpha=0.997, \beta=1\ 326.9, \gamma=255$	0.10	0.050	
	宜昌	Kumaraswamy	$\alpha_1=0.607, \alpha_2=1.745, a=3\ 058.0, b=52\ 325$	0.07	0.058	
2003—2016	寸滩	Gen. Gamma	$K=0.889, \alpha=1.089, \beta=5\ 932.1, \gamma=2\ 5200$	0.24	0.071	0.126
	武隆	Johnson SB	$\gamma=1.213, \delta=0.633, \lambda=5\ 057.2, \zeta=395.4.4$	0.82	0.043	
	宜昌	Johnson SB	$\gamma=0.967, \delta=0.658, \lambda=36\ 812.0, \zeta=3\ 210.5$	0.48	0.058	

由表 1 可知, 建库前, 统计序列 $n=624>40$, 为大样本序列, 在显著性水平 $\alpha=0.01$ 条件下, 临界值 $D_\alpha=1.63/\sqrt{624}=0.065$, 3 站的统计值均 <0.065 , 概率 P 均 >0.01 , 故均通过 K-S 检验. 寸滩与武隆的最优概率分布函数均为 3 参数的威布尔分布; 宜昌的最优概率分布函数为库马拉斯瓦米分布. 建库后, $n=204>40$, 仍为大样本序列, $D_\alpha=1.63/\sqrt{168}=0.126$. 从 P 和 $D_{\text{检验}}$ 看, 概率拟合结果均通过了统计显著性检验. 此时, 寸滩服从 4 参数的伽马分布; 武隆和宜昌均服从约翰逊 SB 分布.

图 2 给出了用不同概率分布函数拟合的 3 站径流量的结果, 其中: 图 2-a~c 为长江上游 3 站建库前 (1951—2002 年) 最优分布函数的拟合效果; 图 2-d~f 为建库后 (2003—2016 年) 的最优分布函数的拟合效果; 图 2-g~i 为 3 站建库后 (2003—2016 年) 的径流序列仍按建库前的概率分布函数的拟合效果, 以此对比观察在不改变概率拟合函数的条件下, 三峡建库后各站径流的拟合结果.

在图 2-a~f 中, 数据点均匀分布在 45° 对角线的两侧, 表明建库前和建库后, 长江上游各站的边缘分布的

经验频率与理论频率基本相等,即优选出的概率分布对3站月径流量的拟合效果很好.如果均以建库前的概率分布函数拟合三峡建库后的数据,效果均不够好.例如,在图2-i中,用Kumaraswamy拟合宜昌站时,没能通过95%的显著性检验;用Weibull分别拟合寸滩站(图2-g)和武隆站(图2-h)时,虽然通过95%的显著性检验,但却不是最优拟合,经验频率与理论频率存在差异.这充分说明2003年前后宜昌站的分布函数明显不一致,寸滩、武隆的最优拟合也发生了变化.

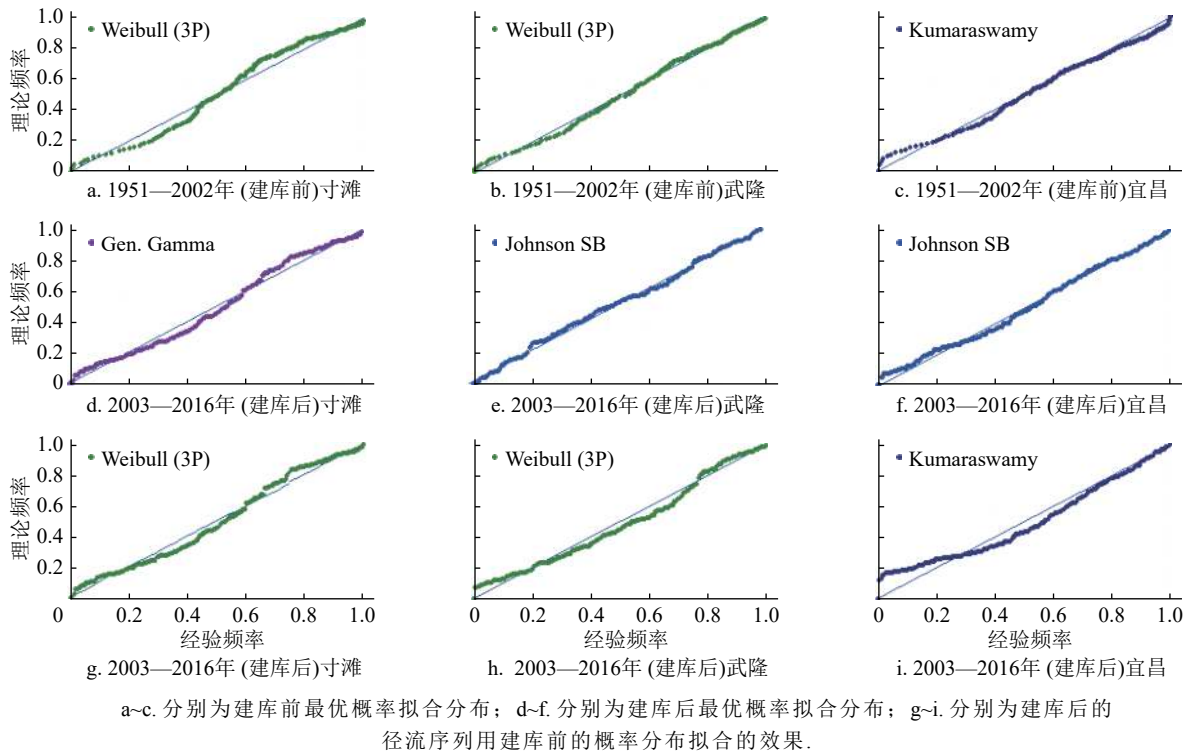


图2 长江上游三站建库前、后概率分布拟合情况

产生上述变化的原因可能有:1)虽然建库前后各站的样本长度都属于大样本序列,但是,样本长度并不一致,这可能导致概率分布模型发生变化;2)三峡建库后,它的蓄水和调节作用改变了河道自然流动状况,使各站的频率分布发生变化.其中:寸滩与武隆站建库前的最优概率分布同样适合建库后的径流序列,但不是最优;但宜昌站建库前的最优概率分布完全不适合建库后的径流序列,这可能是由于宜昌站距离三峡大坝最近,导致其径流量受三峡水库的蓄水、放水的影响较大,这导致概率分布模型前后明显不一致.

2.2 各站流量的相关性分析 运用Copula函数进行求解的前提是,水文特征变量间必须存在较好的相关性,因此,需要对水文特征变量之间的相关性进行度量.选用Pearson相关系数对寸滩、武隆和宜昌3站两两之间的相关性进行度量(表2), r_c 表示相关系数的临界值,取99%显著性信度水平值.

表2 变量相关系数计算结果

分类	1951—2002年(建库前)			2003—2016年(建库后)			$r_c(99\%)$
	寸滩-武隆	寸滩-宜昌	武隆-宜昌	寸滩-武隆	寸滩-宜昌	武隆-宜昌	
Pearson	0.58	0.98	0.67	0.55	0.93	0.65	0.32

从表2可知,3站间的相关系数均通过99%的显著性水平,且各水文站的数据之间都属于强正相关关系,其中寸滩与宜昌的相关性最强,武隆与宜昌次之,寸滩与武隆相关性最弱.但是,建库后两两间的相关系数较建库前略有减弱.

从表2可知,寸滩与武隆的相关系数偏弱.这2个站虽属于长流上游,但距离较远,一个位于长江干流上,一个位于支流乌江上,它们之间是否存在真正意义上的相关性值得怀疑.用ADF单位根检验相关性真伪,结果如表3所示.从表3可以看出,建库前后的寸滩、武隆站径流序列的ADF统计量均小于对应的显著性

99% 的临界值, 拒绝原来存在单位根的假设, 表明在 99% 的置信水平下可认为检验序列是平稳的, 寸滩与武隆站径流量间不存在伪相关, 故可以使用 Copula 函数进行联合分布的拟合.

表 3 变量 ADF 检验结果

时间	变量	ADF统计量	检验类型(c, t, I)	99%显著性临界值	95%显著性临界值	90%显著性临界值	是否平稳
1951—2002年(建库前)	寸滩	-18.16	($c, 0, 0$)	-3.96	-3.41	-3.12	是
	武隆	-14.63	($c, 0, 0$)				是
2003—2016年(建库后)	寸滩	-10.18	($c, 0, 0$)	-3.99	-3.43	-3.13	是
	武隆	-8.62	($c, 0, 0$)				是

2.3 多站联合分布的最优 Copula 函数 采用 Archimedean Copula 中的 Gumbel Copula、Clayton Copula 以及 Frank Copula 这 3 类和椭圆 Copula 中的正态 Copula 和 t -Copula, 共 5 类 Copula 构建径流联合分布函数. Copula 函数的参数采用 i-tau 进行估计, 运用 K-S 检验法进行参数检验, 选用 RMSE、AIC 进行拟合优度检验, 检验值 RMSE、AIC 越小, 表示拟合精度越高.

对 2 个站之间的联合分布函数只取一个最优拟合函数, 因此, 在表 4 中直接给出了寸滩-宜昌和武隆-宜昌的最优联合分布函数. 对于 3 个站的联合分布给出了 5 种 Copula 结果, 从中需要挑选最优 3 站联合分布的最优拟合结果, 表 4 中的粗体表示 3 站联合分布的最优检验结果.

表 4 三峡建库前后 Copula 联合分布函数参数及检验值

站点	1951—2002年(建库前)						2003—2016年(建库后)					
	Copula	参数值	K-S检验($\alpha=0.01$)		RMSE	AIC	Copula	参数值	K-S检验($\alpha=0.01$)		RMSE	AIC
			$D_{\text{检验}}$	P					$D_{\text{检验}}$	P		
寸滩-宜昌	Gaussian	0.99	0.02	0.23	0.01	-361.48	Gaussian	0.95	0.04	0.31	0.01	360.11
武隆-宜昌	Gaussian	0.81	0.02	0.20	0.02	-358.03	Gumbel	2.32	0.07	0.20	0.16	156.55
	Clayton	18.73	0.06	0.02	0.26	-76.53	Clayton	0.78	0.05	0.27	0.03	355.24
	Gumble	5.18	0.05	0.34	0.02	-358.02	Gumble	3.01	0.04	0.29	0.20	108.32
	Frank	8.58	0.03	0.15	0.06	-319.31	Frank	9.93	0.09	0.15	0.25	-86.19
		0.68						0.68				
寸滩-武隆-宜昌	Gaussian	0.85	0.03	0.18	0.03	-354.41	Gaussian	0.79	0.04	0.30	0.02	358.12
		0.91						0.92				
		0.69						0.68				
	Student	0.85	0.05	0.15	0.03	-353.01	Student	0.79	0.04	0.29	0.02	357.61
		0.91						0.92				

由表 4 可知, 在显著性水平 99% 的条件下, 寸滩-宜昌和武隆-宜昌的联合分布函数的统计值均小于临界值(1951—2002 年, $D_{\text{临界}}=0.067$; 2003—2016 年, $D_{\text{临界}}=0.114$), P 均 >0.01 , 均通过 K-S 检验.

在 2 站的联合分布拟合中, 寸滩-宜昌在三峡建库前后的联合分布均以 Gaussian Copula 函数拟合较好. 但是, 武隆-宜昌在三峡建库前以 Gaussian Copula 函数拟合较好, 而建库后改变为 Gumbel Copula 函数拟合较好. 对于寸滩-武隆-宜昌 3 站的联合分布来说, 在显著性水平 99% 的条件下, 三峡建库前, 除 Clayton Copula 未通过拟合优度检验外, 其余 4 种分布函数均通过检验, 其中以 Gumbel Copula 拟合最优, Gaussian Copula 拟合略次之; 在三峡建库后, 5 种联合分布函数均通过拟合优度检验, 其中以 Gaussian Copula 拟合最优. 因此, 3 站的联合分布在三峡建库前 Gumbel Copula 拟合最优, 在三峡建库后, 以 Gaussian Copula 拟合最优.

3 三峡建库前后对长江上游径流联合分布的影响分析

3.1 三峡建库前多站径流联合分布的分析 图 3 为建库前 2 站联合概率分布曲线, 图中的等值线为概率值.

可以看到,在三峡建库前,寸滩-宜昌、武隆-宜昌的联合概率均有随径流量的量级同增或同减的现象,但是,增加或减少的幅度差异明显.例如,在联合概率为0.9、宜昌径流量为 $3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 的情况下,寸滩站径流量将 $< 2.3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图3-a),而武隆站径流量 $< 4.4 \times 10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图3-b).在联合概率为0.8,如果宜昌径流量仍处于 $3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 的情况下,寸滩站径流量将 $< 1.6 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图3-a),而武隆站径流量将 $< 2.4 \times 10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图3-b).

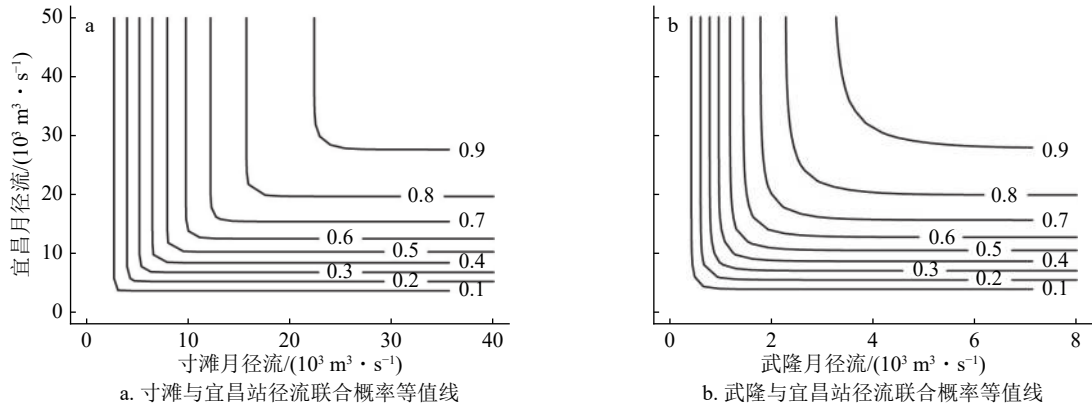


图3 三峡建库前长江上游2站径流联合概率等值线

图4为建库前寸滩-武隆-宜昌3站联合概率分布,彩色阴影代表联合概率值.如果仍以宜昌站径流量达到 $3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 为条件,寸滩站与武隆站径流量 $\leq 2.3 \times 10^4$ 和 $4.4 \times 10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 的联合概率为0.87(图4).

3.2 三峡建库后多站径流联合分布的分析 图5和图6分别为三峡建库后2站联合概率分布等值线和3站联合概率分布.从图5可以看到,在联合概率为90%时,寸滩站径流量仍为 $2.3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图5-a),而武隆站径流量减小为 $3.5 \times 10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 左右(图5-b).同理,在当联合概率为0.8时,寸滩站径流量仍为 $1.6 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (图5-a),而武隆站径流量继续减小到 $2300 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 左右(图5-b).

在3站的联合分布中,当宜昌站径流量 $\leq 3 \times 10^4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$,同时寸滩站与武隆站径流量 $\leq 2.3 \times 10^4$ 和 $3.5 \times 10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ 的概率下降为82%(图6).

3.3 对比分析 以2003年为节点时,三峡建库前和建库后,寸滩-宜昌站联合分布函数均为Gaussian Copula,联合分布函数不变,但是,对应的函数参数略有减小(见表3),以至于三峡建库前后的概率等值线的线形有微小的变化(图3-a和5-a),但是,这样的变化没有影响寸滩-宜昌联合分布的概率的变化.而武隆-宜昌组合的联合分布不仅由Gaussian Copula转为Gumbel Copula型,而且,对应的参数值也有很大变化(表4),这就直接

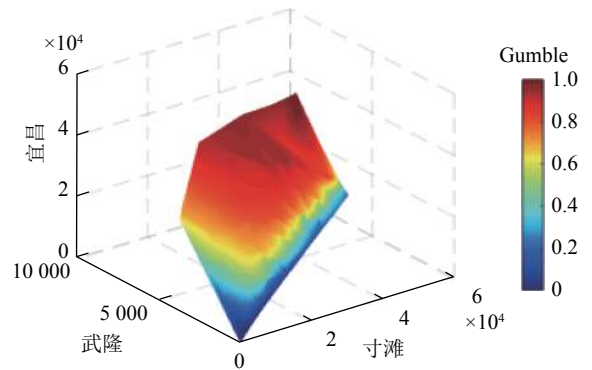


图4 三峡建库前3站径流Gumbel Copula联合累积概率分布($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)

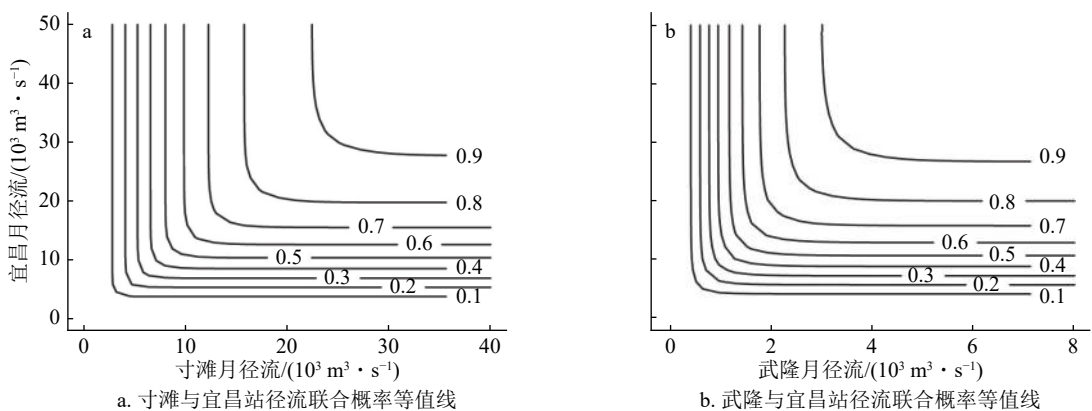


图5 三峡建库后长江上游2站径流联合概率等值线

导致了它们的联合分布概率的数值明显不同, 概率等值线之间变密(图 3-b 和 5-b). 这说明建库后, 在相同的概率条件下, 武隆与宜昌的径流量较建库前均有所下降, 水文站径流量变量增加较少, 累积概率值增加较快, 大概率事件增多而小概率事件减小.

寸滩-武隆-宜昌 3 站联合概率在三峡建库前和建库后有较明显的变化, 从联合概率类型的改变到模型参数的变化, 都导致它们的联合概率出现变化. 对比图 4 和图 6 也可以发现, 三峡建库前 3 站的联合分布的变化较均匀(图 4), 而三峡建库后, 3 站的联合分布出现局部的凸起与下凹(图 6), 这表明了 3 站径流间的相关性较建库前有所减弱, 与表 2 的相关性分析一致.

为进一步对比长江上游三维联合概率分布的变化, 表 5 给出不同重现期水平下三峡建库前后 3 站联合分布相对应的径流量. 本文中重现期指的是联合重现期, 即 3 个站中至少有 1 个站的月径流量达到或者超过某一特定值频率时, 对应的重现期(以 a 计). 图 7 给出了三峡建库前后 3 站联合径流的变化率.

表 5 三峡建库前后不同重现期对应的 3 站联合分布径流值

重现期/a	1951—2002 年(建库前)(Gumbel Copula)/(m ³ ·s ⁻¹)			2003—2016 年(建库前)(Gaussian Copula)/(m ³ ·s ⁻¹)		
	寸滩	武隆	宜昌	寸滩	武隆	宜昌
2	8 902	2 415	13 800	8 533	2 393	12 972
5	19 697	2 818	26 052	18 318	2 677	23 186
10	27 735	3 876	34 500	24 962	3 643	28 500
20	36 587	5 329	46 532	31 099	4 903	37 691
50	49 857	7 888	58 580	40 384	6 941	45 692
100	65 557	9 624	69 560	53 757	8 565	52 170

从表 5 可以看出: 在三峡建库前, 在 2 a 重现期水平下, 3 个站中, 寸滩达到这一水平所对应的径流量是 $8.902\times10^3\text{ m}^3\cdot\text{s}^{-1}$, 武隆达到这一水平所对应的径流量是 $2.415\times10^3\text{ m}^3\cdot\text{s}^{-1}$, 而宜昌是 $1.38\times10^4\text{ m}^3\cdot\text{s}^{-1}$. 在三峡建库之后; 同样在 2 a 重现期水平下, 寸滩、武隆和宜昌达到这一水平所对应的径流量分别是 8.533×10^3 、 2.393×10^3 和 $1.297\ 2\times10^4\text{ m}^3\cdot\text{s}^{-1}$. 三峡建库后与建库前相比, 在 2 a 重现期下, 寸滩、武隆和宜昌对应的流量变化量分别减少了 368、22 和 828 $\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1}$.

不同的联合重现期水平下, 各站对应的径流减少的百分率可在图 7 中看到. 由此可知, 三峡水库在 2003 年运行后, 寸滩、武隆和宜昌 3 站径流整体呈下降趋势, 其中宜昌径流变化率最大, 寸滩次之, 武隆最小.

有研究表明^[17], 20 世纪 90 年代以后三峡库区降水量没有发生显著突变, 蓄水前后库区降水量也无明显差别, 然而, 三峡库区气候有趋旱趋势, 这与三峡水库的调节作用有一定关联^[18]. 因此导致长江上游流域的径流量减少除了降水量偏少外, 还与三峡水库的调节作用有一定关联. 其中: 宜昌站位于三峡水库下游, 距离水库最近, 因此其径流量受水库的影响最大; 寸滩、武隆位于三峡大坝上游, 距离较远, 对径流量的变化影响较小, 这与董林垚等^[3]研究结果相似. 另外, 寸滩和武隆站径流量减小的原因可能还与人类活动有关联^[19], 在此不作详细分析.

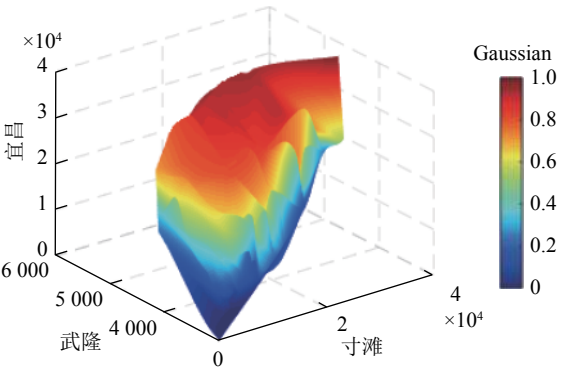


图 6 三峡建库后长江上游三站径流 Gaussian Copula 联合累积概率分布 ($\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1}$)

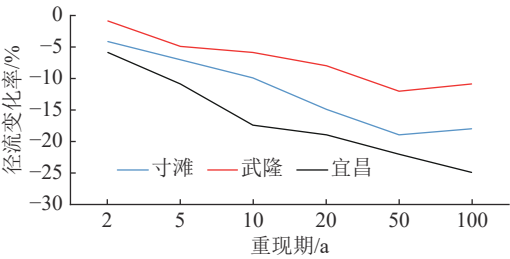


图 7 三峡建库前后长江上游水文站间三维联合分布下的径流变化率

4 结论

本文以长江上游寸滩、武隆、宜昌3站的月径流资料为研究对象,选取2003年三峡水库正式运行作为节点,利用Copula函数分别对建库前与建库后的径流序列构建多维联合概率分布,分析三峡水库对长江上游3个站流量的联合概率分布的影响。主要结论归纳如下:

1) 三峡水库运行后,长江上游水文站间的多维联合分布类型发生了变化,其中:3站的联合分布函数从Gumble Copula变成Gaussian Copula型;2站联合分布中,武隆与宜昌的联合分布函数从Gaussian Copula转为Gumble Copula型;宜昌与寸滩的联合分布函数类型没有发生变化,均为Gaussian Copula,但是函数的参数略有减小。

2) 从2和3站的联合概率分布来看:在相同的概率条件下,三峡建库后,寸滩与宜昌以及武隆与宜昌的径流量较建库前均有所下降;在相同重现期条件下,三峡建库后3站的径流量同样呈减小现象,其中,宜昌站径流减小率最大,寸滩次之,武隆最小。表明三峡建库后,对坝下宜昌站径流的影响高于三峡大坝上游的寸滩、武隆2站。

5 参考文献

- [1] 钟玉华. 三峡大坝建成前后下游水文气象序列的变异分析 [J]. [水利科技与经济](#), 2016, 22(8): 75
- [2] 唐雨佳, 黄竞争, 刘锋, 等. 基于数据驱动模型的河流水温异变研究 [J]. [水文](#), 2019, 39(1): 50
- [3] 董林垚, 许文盛, 胡波, 等. 三峡蓄水前后宜昌-城陵矶水情多尺度变化特征分析 [J]. [长江流域资源与环境](#), 2016, 25(12): 1870
- [4] JIANG L Z, BAN X, WANG X L, et al. Assessment of hydrologic alterations caused by the three gorges dam in the middle and lower reaches of Yangtze River, China [J]. [Water](#), 2014, 6(5): 1419
- [5] 府仁寿, 虞志英, 金镠, 等. 长江水沙变化发展趋势 [J]. [水利学报](#), 2003(11): 21
- [6] 梁忠民, 郭彦, 胡义明, 等. 基于Copula函数的三峡水库预泄对鄱阳湖防洪影响分析 [J]. [水科学进展](#), 2012, 23(4): 485
- [7] 黄庆超, 刘广龙, 王雨春, 等. 不同水位运行下三峡库区干流水质变化特征 [J]. [人民长江](#), 2015, 46(增刊1): 132
- [8] 屈艳萍, 郇建强, 吕娟, 等. 旱灾风险定量评估总体框架及其关键技术 [J]. [水科学进展](#), 2014, 25(2): 297
- [9] 郭财秀, 李国芳, 郑玲玉, 等. 长江感潮河段洪潮遭遇组合概率分析 [J]. [水电能源科学](#), 2015, 33(12): 51
- [10] 陈璐, 郭生练, 张洪刚, 等. 长江上游干支流洪水遭遇分析 [J]. [水科学进展](#), 2011, 22(3): 323
- [11] 熊立华, 郭生练, 肖义, 等. Copula联结函数在多变量水文频率分析中的应用 [J]. [武汉大学学报\(工学版\)](#), 2005(6): 16
- [12] 孙妍, 王秀茹, 王铭浩, 等. 渠村引黄口流域水沙情势变化和丰枯遭遇分析 [J]. [北京师范大学学报\(自然科学版\)](#), 2019, 55(4): 489
- [13] 闫宝伟, 郭生练, 陈璐, 等. 长江和清江洪水遭遇风险分析 [J]. [水利学报](#), 2010, 41(5): 553
- [14] NELSEN R B. An introduction to Copulas [J]. [Technometrics](#), 2000, 42(3): 317
- [15] 陈昭. 时序非平稳性ADF检验法的理论与应用 [J]. [广州大学学报\(自然科学版\)](#), 2008(5): 5
- [16] 刘章君, 郭生练, 钟逸轩, 等. 基于Copula函数的入库洪水与坝址洪水关系研究 [J]. [水文](#), 2016, 36(5): 1
- [17] 马德栗, 刘敏, 鞠英芹. 长江流域及三峡库区近542年旱涝演变特征 [J]. [气象科技](#), 2016, 44(4): 622
- [18] LI S, XIONG L H, DONG L H, et al. Effects of the Three Gorges Reservoir on the hydrological droughts at the downstream Yichang station during 2003–2011 [J]. [Hydrological Processes](#), 2013, 27(26): 3981
- [19] 郭海晋, 陈玺. 长江上游径流持续偏枯地区贡献度及成因研究 [J]. [水资源研究](#), 2017, 6(4): 309

Influence of Three Gorges Dam construction on runoff distribution in the upper reaches of the Yangtze River

FENG Ruirui RONG Yanshu[†] YIN Yuting

(College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, 210098, Nanjing, Jiangsu, China)

Abstract Monthly runoff data at Cuntan, Wulong and Yichang stations in the upper reaches of the Yangtze River from 1951-2016, and Copula function were used to analyze quantitatively impact of Three Gorges Reservoir on joint distribution of runoff from multiple stations in the upper reaches of the Yangtze River before and after impoundments. It was found that after construction of the Three Gorges Reservoir, joint distribution of runoff changed at some stations. Joint distribution at Cuntan and Yichang stations did not change, but the parameters of distribution function decreased slightly. Joint distribution at Wulong and Yichang changed from Gaussian Copula to Gumble Copula type. Joint distribution at Cuntan, Wulong and Yichang changed from Gumble Copula to Gaussian Copula type. After construction of the reservoir, runoff at these three stations was significantly reduced at similar probability level. Corresponding runoff at these three stations also decreased significantly in the same return period. Yichang station showed the largest runoff reduction rate, with Cuntan following, with Wulong the smallest. Three Gorges Reservoir therefore impacts runoff at downstream Yichang station higher than upstream Cuntan and Wulong stations.

Keywords joint distribution; Copulas functions; Three Gorges Dam; Yichang; Cuntan; Wulong