

汉江上游径流非一致性演变特征及频率分析

滕杰¹, 郭明^{2,3}, 周政辉⁴

(1. 济南市卧虎山水库管理处, 山东 济南 250115; 2. 中国水利水电科学研究院, 北京 100038;
3. 辽宁师范大学 城市与环境学院, 辽宁 大连 116029; 4. 河南省漯河水文水资源勘测局, 河南 漯河 462000)

摘要: 受全球气候变化及大规模人类活动的影响, 导致流域径流产生变化, 水文序列发生变异。基于汉江上游武侯镇、洋县、安康3个水文站点逐日径流数据, 采用 Mann-Kendall 及 Lee-Heghinan 法进行非一致性检验, 并将变异的水文序列进行基于趋势分析的非一致性水文序列修正计算, 根据 Pearson-III 频率分布曲线确定修正前后不同保证率设计值, 以为水利工程规划设计与管理提供参考。结果表明: 3站年径流呈递减趋势, 递减率自上游向下游递增, 均有变异发生, 且下游变异时间略滞后于上游, 区间汇水是控制下游水量及突变的主要因素; 武侯镇年最大日径流微弱增加, 洋县与安康递减; 经一致性修正, 对应近期气候与下垫面条件下 100 年一遇洪水设计值较历史值变化显著。

关键词: 趋势检验; 演变特征; 非一致性; 频率分析; 汉江上游

中图分类号: P333.9

文献标识码: A

文章编号: 1672-643X(2018)06-0106-07

Evolution characteristics and frequency analysis of runoff inconsistency in upper reaches of Hanjiang River

TENG Jie¹, GUO Ming^{2,3}, ZHOU Zhenghui⁴

(1. Wohushan Reservoir Management Office of Jinan City, Jinan 250115, China; 2. China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038, China; 3. School of Urban and Environmental Sciences, Liaoning Normal University, Dalian 116029, China; 4. Luohe Hydrology and Water Resources Survey Bureau of Henan Province, Luohe 462000, China)

Abstract: With the global climate change and largescale human activities, the runoff and hydrological sequence have changed at watershed scale. Based on daily runoff data from the three hydrological stations of Wuhou Zhen, Yangxian and Ankang in the upper reaches of the Hanjiang River, the inconsistency test was used the Mann-Kendall and Lee-Heghinan method. In addition, the variable hydrological time series of inconsistency was amend based on trend analysis. According to the Pearson-III of the frequency distribution curve, the design values under different assure rates were determined to provide guidance for hydraulic engineering design and management. The results showed that annual runoff of the three hydrological stations decreased, and the decline rate from the downstream to the upstream increased. Besides, all of the annual runoff series changed, and the variation time in downstream lags slightly behind the upstream, the catchment was major factor in the controlling downstream flow and mutation. Annual maximum daily runoff had slightly increased at Wuhou Zhen, but showed decreasing trend at Yangxian and Ankang. Corresponding to recent climate and underlying surface conditions, the change of onceinacentury flood design value with consistency correction was greater than history value.

Key words: trend test; evolution characteristics; inconsistency; frequency analysis; upper reaches of Hanjiang River

收稿日期: 2018-03-13; 修回日期: 2018-04-12

基金项目: “十三五”国家重点研发计划项目(2016YFC0402707), 中国清洁发展机制基金项目(2014110)

作者简介: 滕杰(1981-), 男, 山东济南人, 本科, 助理工程师, 研究方向为水利水电工程。

1 研究背景

水文频率分析是设计洪水计算及确定重现期的有效途径,是水利工程设计实施的重要理论保证^[1]。目前水文频率分析方法的基本假设前提是水文要素序列满足一致性要求,即水文极值的概率分布情况或统计规律在过去、现状和未来均不发生变化^[2]。然而,受到全球和区域气候变化和高强度人类活动的双重影响,流域气候特征和降雨径流关系均发生了显著变化^[3],导致水文序列统计一致性不再成立,即非一致性变异^[4],在非一致性条件下的水文频率分析成为水利工程规划、设计与运行中需要解决的迫切问题,也是水文科学研究中的热点问题。近年来,国内外研究学者对水文非一致性分析开展了大量研究^[5-9],梁忠民等^[2]总结了国内外非一致性水文频率分析的代表性研究成果,系统分析了不同方法的适用性。熊立华等^[10]对国内外洪水分析方法进行了评述,并指出洪水频率分析系列需遵循一致性的原则。目前对水文频率分析方法主要分两大类:(1)将变异水文序列拆分为表现非一致性的确定成分及一致性的随机成分。对于该类方法我国学者谢平等^[11]研究较深入,通过分离非一致性水文序列中的随机性及确定性(趋势、跳跃等)成分,对随机性成分直接进行频率分析,对确定性成分进行拟合,再将两部分结果进行合成,进而得到非一致性水文序列的频率分布。基于该方法的实例研究成果颇丰,如叶长青等^[12]对存在趋势变异的东江流域洪水序列进行分析,并探讨了重现期的变化;冯平等^[13]对水文序列非一致性参数估计的不确定性影响进行了研究,得到经一致性修正后的序列对洪水预报可靠性将得到提高的结论。(2)建立分布函数参数与解释变量之间的函数关系。国外研究学者多以第二类方法构建非一致性洪水频率分析模型,进行频率分析。Rigby^[14]等提出广义可加模型,通过该模型构建分布函数参数和多个解释变量的线性、非线性、参数和非参数关系,并增大了分布函数的选择范围(包含高峰、高偏分布及指数族、非指数族分布),灵活性较高,但该方法对模型精度要求较高,较第一类方法实用性较低。

本文以汉江上游 3 个具有代表性的水文测站为例,基于长序列日径流量资料,应用趋势分析及非一致性检验方法,分析汉江上游径流量变化趋势及确定变异前后对应不同气候及下垫面条件不同保证率下水文设计值的变化情况,以期对汉江流域防洪减

灾、水利工程合理调控,以及引汉济渭和南水北调等调水工程的调度运行提供技术支撑。

2 研究区概况与数据来源

2.1 研究区概况

汉江是长江最大的支流,全段长 1 577 km、流域面积 $15.90 \times 10^4 \text{ km}^2$,北部干流与秦岭山脉平行,海拔大于 2 500 m;南部界线为米仓山与大巴山,平均海拔 2 000 m 左右^[15]。汉江干流丹江口以上为上游,河长 925 km,占干流总长度的 59%,控制流域面积 $9.52 \times 10^4 \text{ km}^2$,流域内多年平均降水量 917.7 mm,径流量 $388 \times 10^8 \text{ m}^3$ 。

汉江流域上游已建有大中小型水库共计 937 座,其中包含总库容达 $222.64 \times 10^8 \text{ m}^3$ 的大型水库 4 座。此外,还有引水工程共计 13 335 处,设计供水能力为 $14.78 \times 10^8 \text{ m}^3$,提水工程 9 921 处,设计供水能力为 $3.44 \times 10^8 \text{ m}^3$ 。同时,汉江上游还有引汉济渭等大型跨流域调水工程,丹江口水库也是南水北调中线工程的起点,因此,汉江上游的水资源和防洪安全对汉江流域、关中平原和南水北调中线受水区有着显著影响。

2.2 数据来源与处理

本文选取汉江干流上游的武侯镇、洋县、安康 3 个典型水文测站为分析对象(图 1),应用 3 站 1967-2014 年长序列逐日径流数据,并对个别缺测数据根据临近年份的降水径流关系进行插补,各站点具体信息如表 1 所示。

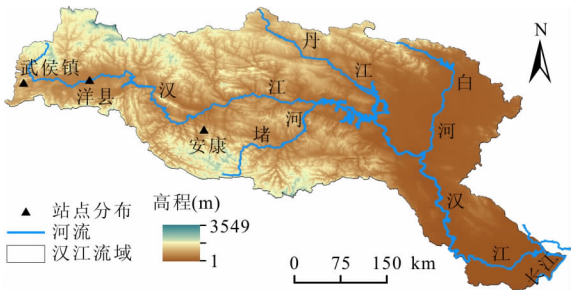


图 1 区域概况及选站分布情况

表 1 各站点信息表

序号	站点	测站编码	集水面积/ km ²	多年平均 降水量/ mm	多年平均 径流量/ 10 ⁸ m ³
1	武侯镇	61800000	3092	803.0	10
2	洋 县	61800600	14484	827.3	54
3	安 康	61801300	38625	843.0	181

3 研究方法

3.1 线性趋势与突变检验

根据逐年径流量的趋势变化特点,用 $x = a + bt$ 进行线性拟合。其中, a, b 由最小二乘法确定, b 为年径流量的倾向率,倾向率的大小表明年径流量的变化幅度^[16]。同时 b 值可判断径流趋势的变化情况, $b > 0$, 说明序列趋势为增加, $b < 0$, 说明序列趋势递减。

为提高检测出非一致性突变点及突变时期的精度,本文将 Mann - Kendall 及 Lee - Heghinan 突变检验法相结合,对序列进行突变点检验。Mann - Kendall 突变检验法是非参数检验法的一种,由于其不需要样本服从一定的分布,受异常值干扰较小且计算较简便等特点,被广泛应用于气候及水文序列的趋势性分析。其公式如下^[17]:

$$UF_k = \frac{s_k - E(s_k)}{\sqrt{\text{Var}(s_k)}} \quad k = 1, 2, \dots, i \quad (1)$$

式中: $E(s_k)$ 、 $\text{Var}(s_k)$ 分别为累计数 s_k 的均值及方差,其计算公式为^[17]:

$$\begin{cases} E(s_k) = \frac{k(k-1)}{4} \\ \text{Var}(s_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \end{cases} \quad k = 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

Lee - Heghinan 检验法是假定序列总体满足正态分布及分割点 τ 的先验分布均匀,推求其后验条件概率的密度函数,进而由后验概率密度函数反推满足条件的分割点的方法。该方法能较好地检验出均值发生变异的序列,是检验跳跃变异的有效方法。其公式如下^[18]:

$$f = \left(\frac{\tau}{x_1, x_2, \dots, x_n} \right) = \left[\frac{n}{\tau(n-\tau)} \right]^{\frac{1}{2}} [R(\tau)]^{-\frac{n-2}{2}} \quad (3)$$

($1 \leq \tau \leq n-1$)

由于 Mann - Kendall 突变检验法计算简便,且对数值精度要求较低,因此检验出的突变可能存在虚假突变的情况;而 Lee - Heghinan 检验法检验所得的跳跃突变点是唯一的,综合两种检验方法可有效提高检验结果的可信度,便于为后续的水文频率分析提供更加可靠的数据基础。

3.2 非一致性条件下水文频率分析

水文频率分析的假设前提是序列满足一致性要求,谢平等^[19]提出实测水文变异序列由理想的平稳性即一致性成分与随机性成分线性组成,通过对变异分割点前后的一致性修正,获得修正后总体的统

计特征参数。

假设变异点为 τ , 序列被分割为 $x_1, x_2, \dots, x_\tau$ 和 $x_{\tau+1}, \dots, x_{\tau+n}$ 两部分,变异前后序列均值分别为 E_{xa} 与 E_{xb} , 变异的水文序列可表示为^[20]:

$$E_x = \alpha \cdot E_{xa} + (1 - \alpha) \cdot E_{xb} \quad (4)$$

式中: α 为突变点前的权重,由 E_{xa} 与 E_{xb} 确定,公式如下^[20]:

$$\alpha = \begin{cases} \frac{E_{xa}}{E_{xa} + E_{xb}} & E_{xa} < E_{xb} \\ 1 - \frac{E_{xa}}{E_{xa} + E_{xb}} & E_{xa} > E_{xb} \end{cases} \quad (5)$$

由于 E_x 可以通过公式(4)、(5)联合求出,其中 $f(t)$ 为确定性趋势成分,因此,随机性成分可以表示为^[20]:

$$y(t) = f(t) - E_x \quad (6)$$

则经过一致性修正后的序列可以表示为^[20]:

$$Y(t) = x(t) - y(t) \quad (7)$$

采用 Pearson - III 型概率密度函数^[21]对水文序列进行频率分析,从而确定径流序列不同保证率下的水文设计值。

4 结果分析

4.1 年径流演变分析

根据武侯镇、洋县、安康 3 个水文站点的逐日径流量数据,计算各测站年平均径流量,绘制 1967 - 2014 年年均径流序列变化趋势(图 2)。从图 2 可以看出,3 站年平均径流量均呈递减趋势,其中,递减速率安康站 ($-25 \text{ m}^3/10\text{a}$) > 洋县站 ($-11 \text{ m}^3/10\text{a}$) > 武侯镇站 ($-0.16 \text{ m}^3/10\text{a}$),但 3 站的递减趋势均未通过显著性检验,递减趋势不显著。

武侯镇地处汉江上游,所处源头地区水利设施较少,下垫面条件受人为影响不大,加之武侯镇年均降水量小于其他两站,基础水量及天然补给水量少,因此径流量递减率最小。洋县位于汉江上游中部地带,测站附近有少数水利设施,人为取用水量相应增加,下垫面条件受人类开发活动影响,因此洋县站径流量的递减趋势大于武侯镇。安康与汉江中上游分界处距离较近,是汉江上游干流与多支流交汇地带,汇水量较上游大得多,且测站附近水库、大坝及水电站等水利枢纽工程较多,人为取用水对径流影响增大,从而导致径流量减小趋势较大。武侯镇、洋县及安康 3 个水文站的径流量年最大值出现年份分别为 1981、1981 及 1983 年,安康出现最大径流量的年份略晚于洋县及武侯镇,说明下游径流量的变化受上游影响较大,且略滞后于上游。

对 1967–2014 年年平均径流量序列进行 M–K 非一致性检验,结果见图 3。从图 3 可以看出,武侯镇发生突变年份可能为 1975 年、1982–1984 年期间及 2009 年;洋县 1967–1979 年间可能存在多个突变点,1990 年及 2009 年也可能有突变现象发生;安康 1969–1973 年间、1987 年及 2011 年可能存在突变现象。

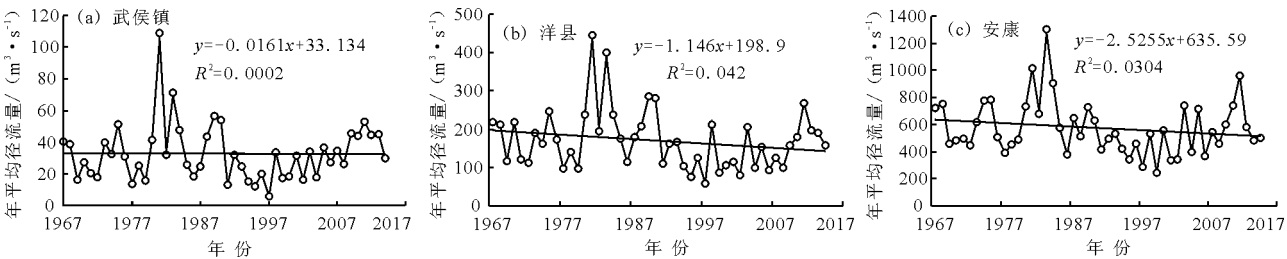


图 2 1967–2014 年年平均径流量序列趋势变化图

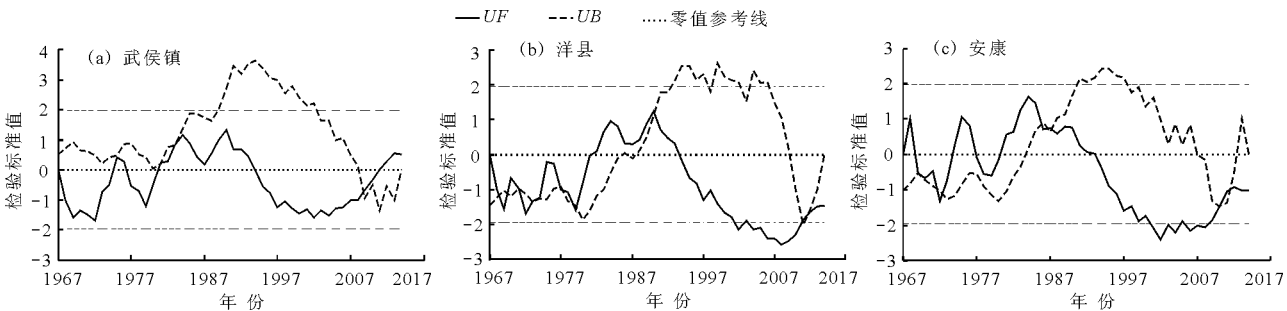


图 3 1967–2014 年年平均径流量 M–K 检验图

武侯镇、洋县与安康 3 站间可分为武侯镇–洋县及洋县–安康两段区间汇水过程,根据各测站及区间汇水的年平均径流量,统计得各测站与区间汇水径流量情况如表 2。由表 2 可以看出,下游测站的径流量为上游测站与区间汇水的径流量之和。其中,武侯镇–洋县区间汇水水量占洋县测站水量的 81.48%,洋县–安康区间汇水水量占安康测站水量的 70.17%,说明区间汇水是导致测站径流量增大的主要原因,控制性较强。

表 2 测站及区间汇水径流量

站点	年平均径流/ 10 ⁸ m ³	区间汇水量/ 10 ⁸ m ³	占比汇水量/ %
武侯镇	10		
洋 县	54	44	81.48
安 康	181	127	70.17

根据区间汇水年径流序列绘制趋势变化图(图 4),两段区间汇水径流量均呈递减趋势,武侯镇–洋县段的递减率大于武侯镇小于洋县,洋县–安康段的递减率大于洋县小于安康,说明区间汇水的径流量减少对于洋县及安康的径流量减少大于上游测站的贡献率。

根据区间汇水的 M–K 非一致性检验结果(图

5),武侯镇–洋县段汇水突变年份为 1991 年,洋县–安康于 1969–1973 年间、1986 年及 2010 年存在突变。洋县及安康两站的检验结果与区间汇水检验的突变时间相近,但略有滞后,说明区间汇水径流量的变化对下游测站的径流量变化影响较大,与上述所得区间汇水对下游测站水量变化控制性较强的结论一致。

4.2 年最大日径流演变分析

根据 3 站多年年最大日径流数据,绘制年最大日径流变化趋势图(图 6),武侯镇站年最大日径流量呈微弱增加趋势,洋县及安康站逐渐递减。本文基于年最大日径流数据,检测非一致性确定变异时期,为进一步的水文非一致性频率计算提供数据基础。

非一致性检验的方法很多,但不同方法检验出的变异结果存在差异。为提高检验结果的准确性,采用近年来应用广泛的 Mann–Kendall 及 Lee–Heghinan 检验法对 3 站年最大日径流序列变异时期进行综合检验分析,以保证所得结果具有较高的可信度,为进一步分析水文频率提供较可靠的数据。

首先对 3 站年最大日径流序列进行 Mann–Kendall 检验,检验结果如图 7 所示。由图 7 武侯镇站的检验结果,UF 与 UB 曲线在 0.05 显著性水平线间有交点,存在突变现象,突变年份为 1991 年;根据洋县站的检验结果,UF 与 UB 曲线在 0.05 显著

性水平线间存在多个交点,可能出现突变的时间为 1970 年、1986–1992 年间及 2012 年;由安康站的检验结果,1987 年可能存在突变现象。由于 Mann –

Kendall 突变检验法检测出的突变年份较多,可能存在虚假突变情况,因此,进一步采用 Lee – Heghinan 检验法检测变异年份。

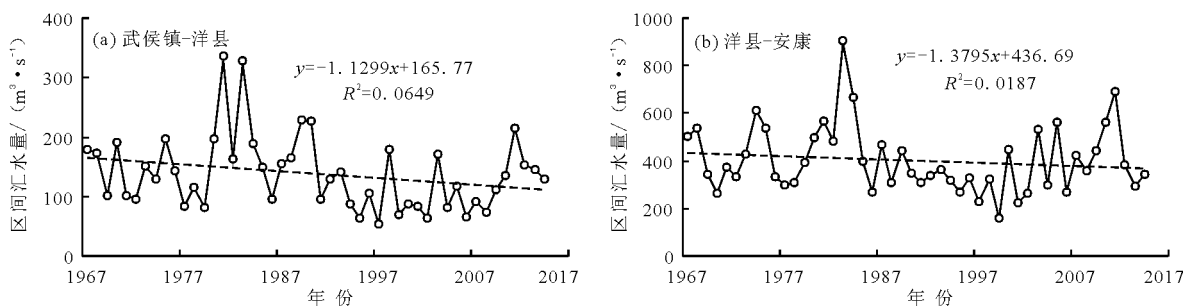


图 4 1967–2014 年 3 站点区间汇水年径流序列

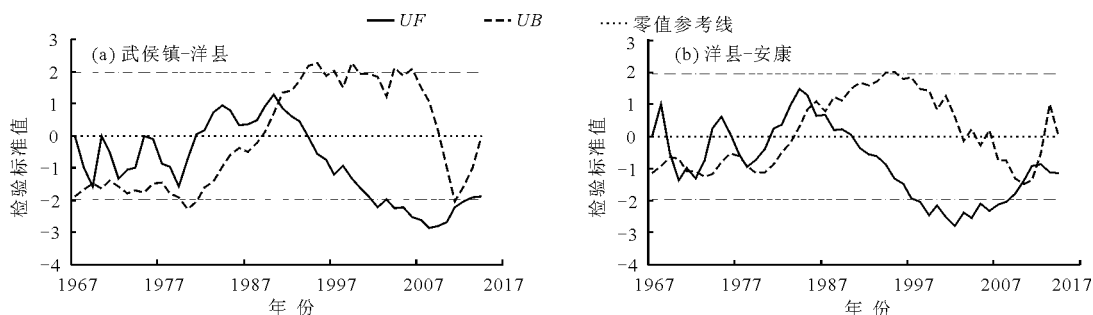


图 5 1967–2014 年 3 站点区间汇水 M–K 检验

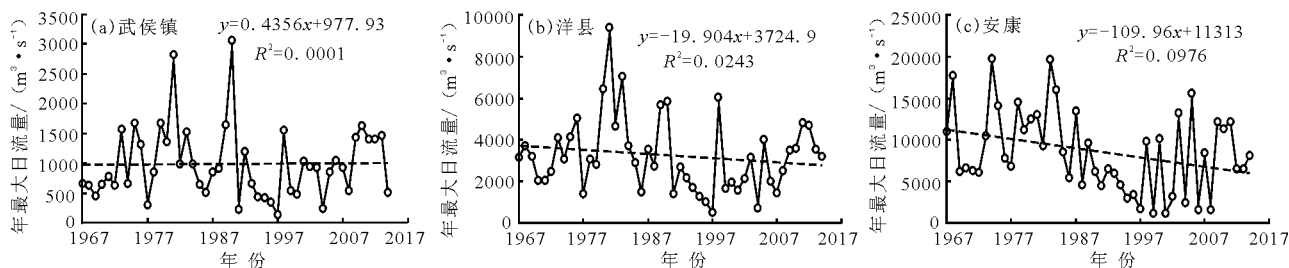


图 6 1967–2014 年年最大日径流序列

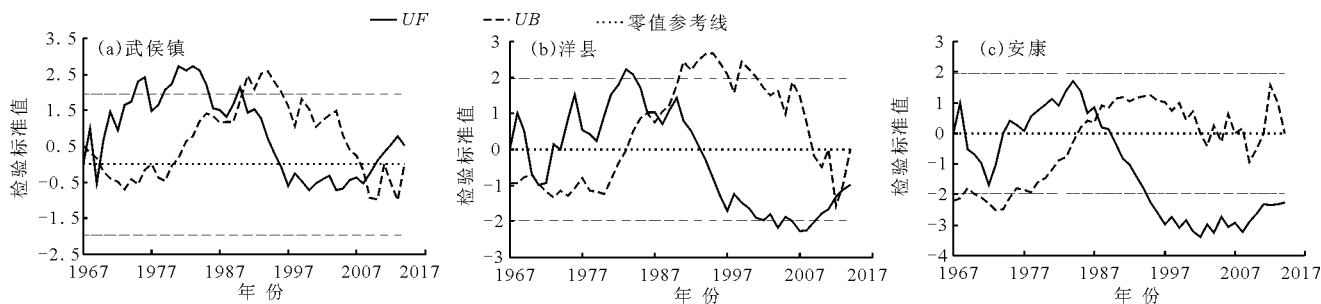


图 7 1967–2014 年 3 站点年最大日径流序列 M–K 检验

根据 Lee – Heghinan 检验法对各站的径流系列的变异进行检验,所得结果如图 8 示。Lee – Heghinan 检验法是根据分割点(即:跳跃突变点)前后的概率密度函数值的大小判断突变点的方法,概率密度函数值越大的点是突变点的可能性越大。武侯镇与洋县的检验结果均为 1991 年,安康为 1997 年。

综合两种突变检验结果,发现武侯镇与洋县的拟合程度较高,可确定 1991 年为突变年份。安康两种方法所得结果有 10 a 的偏差期,拟合程度较低。

4.3 水文频率非一致性分析

为进一步明确水文序列变异前后对水文频率的影响,对 3 站年最大日径流序列进行非一致性修正分

析。基于非一致性检验结果,武侯镇与洋县突变年份均为1991年,安康两种检验方法所得突变年份分别为1987与1997年,考虑下游径流序列的突变存在滞后性,因此以1992年作为安康的突变年份,突变将3站的径流序列分割为1967–1990年与1991–2014年及1967–1991年与1992–2014年两个时间段。本文以1967年作为历史修正参照年,2014年作为近期修正参照年,首先对3站的年最大日径流序列进行一致性修正,剔除较稳定的趋势项,对修正后的序列进行趋势检验,绘制趋势变化图(图9)。从图9中可以看

出,历史及近期修正后的序列不存在或存在可忽略不计的趋势成分,趋势性成分对序列影响较小,基本满足一致性条件的假设,可进一步采用Pearson-Ⅲ法计算基于历史及近期修正后年最大日径流序列不同保障率下水文设计值,并确定设计参数。首先对各站基于不同时间修正后及未修正的径流序列进行经验排频,按降序排列,然后采用Pearson-Ⅲ型水文频率计算软件对排频后的径流序列进行计算,其各自模型参数及结果见表3,基于历史及近期修正前后年最大日径流量频率曲线见图10。

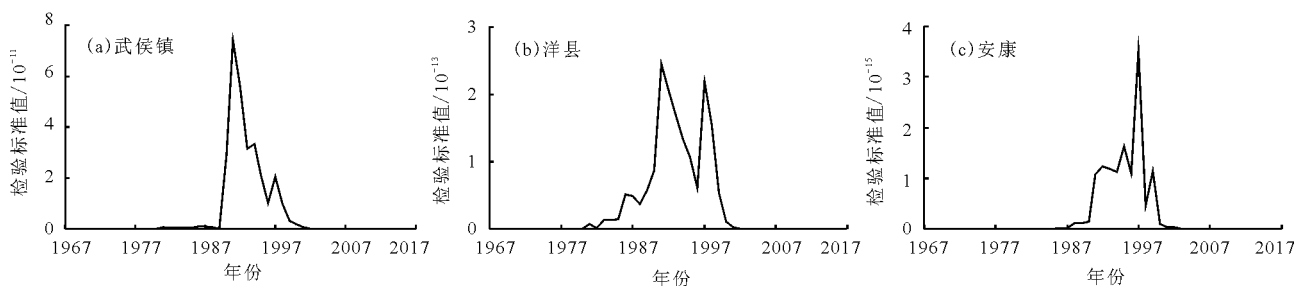


图8 1967–2014年3站点径流序列Lee-Heghinan检验

---- (1) 历史修正趋势 (2) 近期修正趋势 —— (3) 未修正趋势

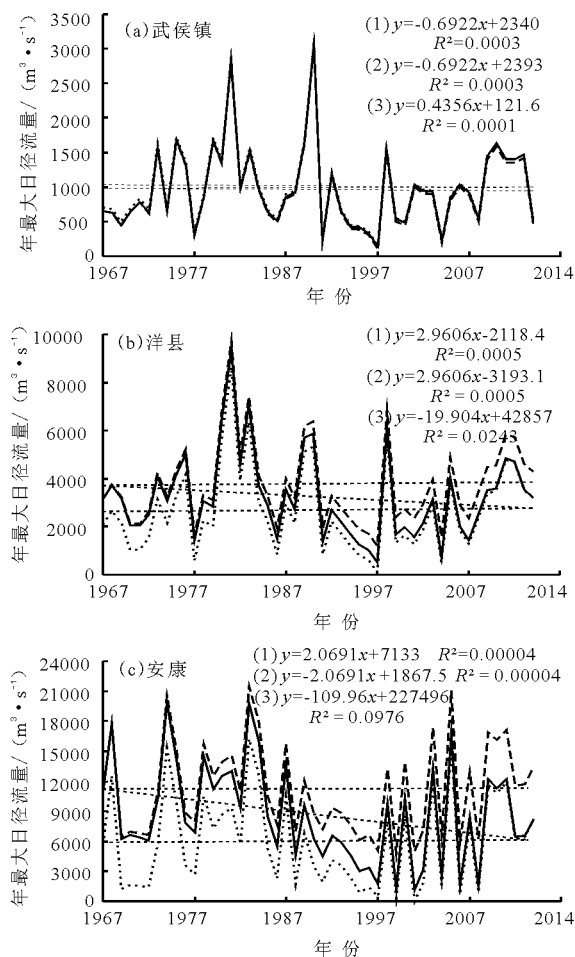


图9 1967–2014年3站点年最大日径流量趋势检验

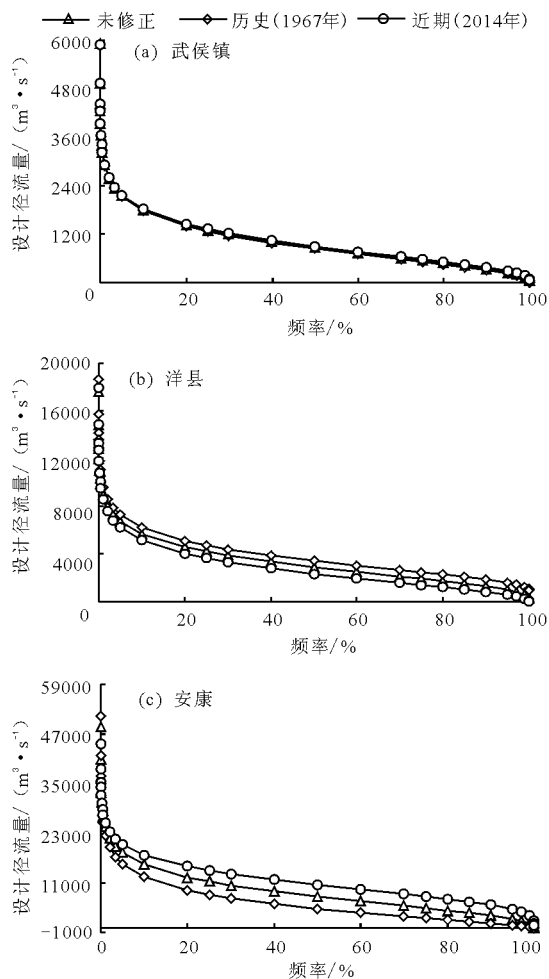


图10 历史及近期修正前后年最大日径流频率曲线

表 3 最大日径流历史及近期修正前后不同频率设计值

站点	项目	参 数			不同频率设计值/($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)		
		E_x	C_V	C_S	$P = 1\%$	$P = 2\%$	$P = 5\%$
武侯镇	未修正	988.60	0.61	1.26	2910.23	2587.05	2145.81
	历史	962.10	0.63	1.26	2893.54	2568.70	2125.21
	近期	1015.11	0.59	1.25	2919.89	2600.20	2163.51
洋县	未修正	3237.27	0.56	1.18	8924.19	7983.57	6694.08
	历史	3774.60	0.48	1.27	9559.13	8584.27	7254.00
	近期	2699.94	0.67	1.34	8552.48	7552.15	6191.81
安康	未修正	8618.75	0.59	1.18	24570.43	21932.00	18315.03
	历史	11251.46	0.43	0.86	25431.74	23250.97	20206.53
	近期	6005.93	0.81	1.62	22543.42	19562.98	15561.63

注:历史修正及近期修正分别基于 1967 及 2014 年最大日径流数据。

5 结 论

本文选取汉江上游具有代表性的武侯镇、洋县、安康 3 个水文测站,分别对各站年径流量序列、区间汇水及年最大日径流量序列进行趋势演变及非一致性检验分析,并根据年最大日径流量非一致性检验结果进行水文非一致性频率分析,所得结论如下:

(1)3 站年平均径流量均呈下降趋势,递减速率自上游向下游逐渐递增;3 站均有突变发生,上游突变时间略早于下游。

(2)武侯镇-洋县及洋县-安康两段区间汇水水量均占下游测站水量的 50% 以上,是控制下游测站水量及突变的主要因素;区间汇水均存在突变,发生时间略早于下游测站,下游测站受区间汇水的影响具有一定的滞后性。

(3)武侯镇站年最大日径流序列呈微弱增加趋势,洋县站及安康站呈递减趋势,且安康站的递减趋势显著(通过 0.05 显著水平检验);综合两种非一致性检验方法所得结果,武侯镇站及洋县站的拟合度较高,突变年份均为 1991 年;安康站的两种检验结果存在 10 a 的偏差期,拟合度较低。

(4)经一致性修正计算后,武侯镇站对应近期气候及下垫面条件下修正后 100 年一遇洪水设计值大于历史修正值;洋县站及安康站的修正结果与武侯镇站相反,对应近期气候及下垫面条件修正后 100 年一遇洪水设计值大于历史修正值,所得结果均符合各站年最大日径流的变化趋势。

(5)本文对汉江上游武侯镇、洋县及安康 3 站日径流量序列趋势及非一致性分析,得到受气候变

化及人类活动影响的汉江上游年径流量呈逐年递减趋势,百年一遇洪水要求达到的设计值相应降低,若不考虑一致性修正问题,其结果可能是加大下游防汛安全工程的投资成本。

参考文献:

- [1] KHALIQ M N, OUARDA T B M J, ONDO J C, et al. Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review[J]. Journal of Hydrology, 2006, 329(3):534-552.
- [2] 梁忠民,胡义明,王 军. 非一致性水文频率分析的研究进展[J]. 水科学进展,2011,22(6):864-871
- [3] 谢 平,徐 斌,章树安,等. 变化环境下区域水资源变异问题研究[M]. 北京:科学出版社,2012.
- [4] 顾西辉,张 强. 考虑水文趋势影响的珠江流域非一致性洪水风险分析[J]. 地理研究,2014,33(9):1680-1693.
- [5] SUN Yu, TIAN Fuqiang, YANG Long, et al. Exploring the spatial variability of contributions from climate variation and change in catchment properties to stream flow decrease in a mesoscale basin by three different methods [J]. Journal of Hydrology,2014,508(2):170-180.
- [6] 谢 平,陈广才,雷红富. 变化环境下基于趋势分析的水资源评价方法[J]. 水利发电学报,2009,28(2):14-19.
- [7] 谢 平,张 波,陈海健,等. 基于极值同频率法的非一致性年径流过程设计方法——以跳跃变异为例[J]. 水利学报,2015,46(7):828-835.
- [8] 李 艳,陈晓宏,张鹏飞. 北江流域水文特征变异研究[J]. 自然资源学报,2013,28(5):821-831.
- [9] 付亚丽,许志敏. 云南杞麓湖径流还原及一致性订正[J]. 人民长江,2011,42(19):28-30+37.

(下转第 126 页)

考虑决策信息的模糊性和随机性,保证了决策结果的客观、有效,符合实际结果。

(2)案例分析结果表明,该决策方法与现有方法相比,充分考虑人获取信息和处理信息存在的局限性,为后续确定项目收费定价机制、投融资方案及建设运营移交方案提供了有力的支持。

(3)综合云前景值的准确性依赖于投资者心理参考点的选取,而心理参考点的选取往往依靠决策者的主观感受和以往经验,存在差异性,如何科学合理的选取心理参考点将是以后研究的重点。

参考文献:

- [1] 严景宁,刘庆文,项昀. 基于利益相关者理论的水利 PPP 项目风险分担[J]. 技术经济与管理研究,2017(11):3-7.
 - [2] 王 蕾,赵 敏,彭润中. 基于 ANP-Shapley 值的 PPP 模式风险分担策略研究[J]. 财政研究,2017(6):40-50.
 - [3] 刘红勇,袁梦婷,吴之路,等. PPP 模式下建筑垃圾资源化处理项目风险分担模型研究[J]. 科技进步与对策,2017,34(9):92-96.
 - [4] 尹 航,李远福,赵冬梅. 基于粗糙集的 PPP 项目风险分担方案选择研究[J]. 计算机工程与应用,2015,51(9):9-15.
 - [5] 尹 航,李远富,赵冬梅. 基于云模型的 PPP 项目风险分担方案决策方法[J]. 科技管理研究,2016,36(15):201-206.
 - [6] 吴海燕,黄德春. 基于效用理论的水利工程 PPP 项目风险分担研究[J]. 水资源与水工程学报,2016,27(2):152-157.
 - [7] 李德毅,刘常昱. 论正态云模型的普适性[J]. 中国工程科学,2004,6(8):28-34.
 - [8] 李 健,汪明武,徐 鹏,等. 基于云模型的围岩稳定性分类[J]. 岩土工程学报,2014,36(1):83-87.
 - [9] KAHNEMAN D, TVERSKY A. Prospect theory: an analysis of decision under risk[J]. Econ - omica, 1979, 47(2):263-291.
 - [10] LIU Peide, JIN Fang, ZHANG Xin, et al. Research on the multi - attribute decision - making under risk with interval probability based on prospect theory and the uncertain linguistic variables[J]. Knowledge - based Systems, 2011, 24(4):554-561.
 - [11] 冶晓文. 基于模糊理论的水利工程施工期风险分析评价[D]. 郑州:华北水利水电大学,2016.
 - [12] 袁宏川,游佳成,贺 骏. 基于云模型的水利 PPP 项目投资风险评价[J]. 水电能源科学,2017,35(8):141-144.
 - [13] 黄黎明,朱 军,张 可. 水利工程建设质量多阶段风险评价研究[J]. 水利水电技术,2017,48(9):117-125.
 - [14] 田林钢,马成功,王 绪. 基于 AHP-熵权法的水利工程业主风险模糊评价[J]. 人民黄河,2017,39(12):117-122+130.
 - [15] 江 新,徐 平,郑霞忠. 水电工程施工突发事件应急响应方案决策研究[J]. 中国安全科学学报, 2016, 26(4):161-167.
-
- (上接第 112 页)
- [10] 熊立华,郭生练,王才君. 国外区域洪水频率分析方法研究进展[J]. 水科学进展,2004,15(2):261-267.
 - [11] 谢 平,陈广才,夏 军. 变化环境下非一致性年径流序列的水文频率计算原理[J]. 武汉大学学报(工业版), 2005, 38(6):6-9+15.
 - [12] 叶长青,陈晓宏,张家鸣,等. 具有趋势变异的非一致性东江流域洪水序列频率计算研究[J]. 自然资源学报, 2013, 28(12):2105-2116.
 - [13] 冯 平,黄 凯. 水文序列非一致性对其参数估计不确定性影响研究[J]. 水利学报,2015,46(10):1145-1154.
 - [14] RIGBY R A, STASINOPOULOS D M. Generalized additive models for location, scale and shape[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2005, 54(3):507-554.
 - [15] 李文浩. 汉江上游流域水文特性分析[J]. 水资源与水工程学报,2004,15(2):54-58.
 - [16] 曹宇峰,刘高峰,王慧敏. 基于 Mann-Kendall 方法的淮河流域降雨量趋势特征研究[J]. 安徽师范大学学报(自然科学版),2014,37(5):476-480+485.
 - [17] 魏凤英. 现代气候统计与预测技术[M]. 北京:气象出版社,2007.
 - [18] 宋松柏,李 扬,蔡明科. 具有跳跃变异的非一致分布水文序列频率计算方法[J]. 水利学报,2012,43(6):734-739+748.
 - [19] 谢 平,陈广才,雷红富,等. 水文变异诊断系统[J]. 水利发电学报,2010,29(1):85-91.
 - [20] 高玉丹. 梅江松源河段非一致性水文频率分析[J]. 广东水利水电,2016(4):8-11+36.
 - [21] 张家鸣,陈晓宏,叶长青. Pearson-Ⅲ型频率曲线对负偏水文序列的计算[J]. 水利学报,2012,43(11):1296-1301.