

水文多变量趋势分析的应用研究

叶 磊^{1,2,*},周建中^{1,2,*},曾小凡^{1,2},陈 璐^{1,2},郭 俊³,张海荣^{1,2}

(1.华中科技大学水电与数字化工程学院,湖北 武汉 430074;2.数字流域科学与技术湖北省重点实验室,华中科技大学,湖北 武汉 430074;3. 国家电网湖南省电力公司电力科学研究院,湖南 长沙 410007)

摘 要:水文频率分析需要进行一系列的假设,包括一致性、同分布性和独立性。由于水文事件通常都包含多个水文变量,例如洪水过程包含洪峰和洪量,低径流过程包括年最小月径流和年最小3个月径流等,因此近年来多变量水文分析与计算方法在水文领域中得到广泛应用。然而,多变量频率分析并未对上述假设进行检验,而是直接对频率分布进行函数拟合,不能保证得到的频率分布函数符合实际情况。引入水质研究领域内广泛使用的多变量MK检验方法,分别对长江上游干支流主要控制站点的年最大洪峰、年最大7d洪量和年最低月径流、年最低3个月径流的单变量和联合变量进行变化趋势分析。结果表明,单变量趋势分析仅仅能够检验出单个变量的变化趋势,而多变量趋势分析则能够综合检验出联合变量是否存在变化趋势。因此,为保证水文频率分析结果的准确,有必要在进行多变量水文频率分析前对单变量和联合变量进行趋势分析。

关键词:趋势分析;多变量;MK检验

中图分类号:P333

文献标识码:A

文章编号:1000-0852(2014)06-0033-07

1 引言

水文频率分析主要用于水文极端事件的分析与预测,其目的是通过水文随机变量的频率分布特性来确定某种可能发生频率下的水文变量值(如百年一遇的洪峰流量),为水利工程设计等水文水利计算提供理论依据^[1]。Chebana等对水文频率分析的研究进行总结认为,完整的水文频率分析包括4个步骤^[2]:(1)进行描述性分析和异常点的排查;(2)检验频率分析的基本假设,包括一致性、同分布性和独立性;(3)选择频率分布函数和相应的参数估计;(4)风险估计和分析。其中很重要的一个步骤是在对水文变量选择频率分布函数和相应的参数估计之前,需要确认水文序列是否满足一致性假设,即水文变量的统计规律在过去、现在和未来保持不变。

在传统的单变量频率分析中,已有学者对上面4个步骤进行了大量研究^[3-6]。而水文极端事件往往需要多个相互关联的水文变量才能完整刻画,例如洪水过

程包含洪峰流量和洪水总量,低径流过程包括年最低月径流和年最小3个月径流等。联合考虑多个相关水文变量分析水文极端事件,已是国内外水文研究者进行水文频率分析的研究热点之一^[7-8]。但是,在目前多变量水文频率分析中,大量研究通常直接开展上文提到的步骤(3)、(4)^[9-12],对步骤(1)、(2)则较少关注和检验。有学者对步骤(1)也进行了相关研究,包括数据的统计特性和异常点的排查^[13]。步骤(2),目前国内研究较少,即不检验水文多变量是否满足一致性假设。

事实上,已有研究表明,近年来由于自然气候变化和人类活动(如森林砍伐、城市化进程、大量温室气体排等)的影响,全球气候变暖,流域内降雨径流过程的物理机制及表现形式发生了很大变化,使水文资料的一致性假设受到了挑战^[3]。因此,在进行水文多变量的频率分布函数选择和参数估计之前,有必要对水文多变量进行趋势分析,检验一致性假设前提是否存在。忽略检验可能会导致得到的频率分布函数不能准确反映水文变量的频率特性,从而使水利工程的设计值过高

收稿日期:2013-09-13

基金项目:国家自然科学基金重点项目(51239004);中央高校基本科研业务费资助,华中科技大学(2012QN071);华中科技大学研究生创新创业基金(HF-11-05-2013)

作者简介:叶磊(1989-),男,湖北武汉人,博士研究生,主要从事水文预报及水文分析计算的研究。E-mail: yelei@hust.edu.cn

通讯作者:周建中(1959-),男,湖北武汉人,教授,主要从事水电能源科学研究。E-mail: jz.zhou@hust.edu.cn

或过低。在趋势分析的基础上,若水文多变量存在变化趋势,则需要运用非一致性水文频率分析方法,反之,则可以直接进行频率分布函数的选择和参数估计。

对水文多变量进行频率分析时,若仅考虑单个不同变量的趋势检验,则只能检验出单个变量是否存在趋势,不能检验出多个变量之间的相关性是否存在变化趋势。因此,为分析水文多变量的联合变化趋势,本文引入水质研究领域内广泛应用的多变量 Mann-Kendal 方法,对刻画水文事件的多个变量进行趋势分析,以检验联合变量在进行频率分布函数选择和参数估计前是否满足一致性检验。

2 基本理论与方法

在单变量的趋势分析中,Mann 和 Kendall 提出的 Mann-Kendal 检验法(以下简称 MK 检验)是世界气象组织推荐并已广泛使用的非参数检验方法^[14-15]。MK 统计检验方法不受趋势是否为线性的影响,也不受少数异常值的干扰,适用于不满足正态分布特征的水文数据,计算简便。对于多变量的趋势分析,本研究利用多变量 MK 检验方法,并通过协方差逆检验、协方差和检验判别变化趋势是否超过显著性水平。

2.1 单变量 MK 检验

假定某水文变量时间序列为 X_1, X_2, \dots, X_N , MK 检验构造统计变量 S_i 定义如下:

$$S_i = \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{k=i+1}^N \text{sgn}(X_j - X_k) \quad (1)$$

式中: X_j 和 X_k 代表水文时间序列相应年份数据; N 代表序列长度,并且

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{当 } \theta > 0 \\ 0 & \text{当 } \theta = 0 \\ -1 & \text{当 } \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

Mann 和 Kendall 证明了 S 服从渐进正态分布,其期望和方差如下所示:

$$E[S_i] = 0 \quad (3)$$

$$\text{Var}(S_i) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad (4)$$

按照下式构造统计变量 Z :

$$Z = \frac{S_i}{\sqrt{\text{Var}(S_i)}} \quad (5)$$

Z 服从标准正态分布,若 Z 的值大于 0,表明序列呈上升趋势,小于 0 则表明呈下降趋势。在双边趋势检验中,在给定显著性水平 α ,如果 $|Z| \geq Z_{1-\alpha/2}$,则认为水文序列存在显著的变化趋势。

2.2 多变量 MK 检验

多变量 MK 检验是在单变量 MK 检验基础上延伸而来,Lettenmaier 在水质研究领域给出了多变量 MK 检验的完整方法^[16]。Chebana 等于 2013 年首次将 MK 检验方法引入水文领域并对该方法进行综述^[2]。多变量 MK 检验方法简述如下:

首先按照式(1)对单个变量计算 S_i ,将所有变量形成一个向量如下式:

$$S = [S_1, S_2, \dots, S_d] \quad (6)$$

式中: d 代表变量个数。 $S = [S_1, S_2, \dots, S_d]$ 服从期望为 0,协方差矩阵为 C_M 的渐进 d 元正态分布。协方差矩阵 $C_M = (c_{uv})_{u,v=1, \dots, d}$,其中 $c_{uv} = \text{COV}(S_u, S_v)$ 。协方差矩阵按照如下公式计算:

$$\hat{c}_{u,v} = \frac{t_{u,v} + r_{u,v}}{3} \quad \text{当 } u \neq v \quad (7)$$

式中:

$$t_{u,v} = \sum_{1 \leq i < j \leq N} \text{sgn}((X_j^u - X_i^u)(X_j^v - X_i^v)) \quad (8)$$

$$r_{u,v} = \sum_{i,j,k=1}^N \text{sgn}((X_k^u - X_j^u)(X_k^v - X_i^v))$$

当 $u=v$ 时,方差计算按照单变量 MK 检验中的公式(4)。

2.2.1 协方差逆检验(The Covariance Inversion Test)

Dietz 和 Killeen 首次提出了多变量 MK 检验扩展形式^[17],被 Lettenmaier 称为协方差逆检验^[16]。 C_M^{-1} 代表协方差矩阵 C_M 的逆,当 C_M 不是满秩矩阵,则代表广义逆矩阵。统计公式如下:

$$D = S C_M^{-1} S^T \quad (9)$$

式中, D 服从渐进 $\chi^2(q)$ 分布,其中 q 代表矩阵 C_M 的秩。给定显著性水平 α , D 的值超过 $\chi^2(q)$ 分布的阈值则认为联合多变量存在显著的变化趋势。

2.2.2 协方差和检验(The Covariance Sum Test)

Hirsch 和 Slack 提出和(9)类似的多变量 MK 检验扩展形式^[18],适合检验多元相关变量的趋势分析,来源于 Hirsch 等在 1982 年提出的季节性 MK 检验^[19]。Lettenmaier^[16]将其称为协方差和检验(The Covariance Sum Test)。统计公式如下:

$$H = S_1 + S_2 + \dots + S_d \quad (10)$$

统计量 H 服从渐进正态分布,其期望为 0,方差为:

$$\text{Var}(H) = \sum_{u=1}^d S_u + 2 \sum_{v=1, u=1}^{d,v-1} c_{u,v} \quad (11)$$

式中: $c_{u,v} = \text{COV}(S_u, S_v)$,见公式(7)。按照单变量 MK 检

验,构造出标准正态分布检验量,在给定显著性水平 α ,如果计算值超过给定阈值则认为多变量存在显著的变化趋势。

3 应用研究

本文目的是应用上述所提出的方法对包含多个变量的水文事件(以洪水过程和低径流过程为例)进行多变量趋势分析,分别进行单变量 MK 检验、多元变量的协方差逆检验和协方差和检验,从而综合判断多个变量是否满足一致性假设。

3.1 研究区域

选取长江流域上游主要控制水文站(包括金沙江屏山站、岷江高场站、沱江李家湾站、嘉陵江北碛站、乌江武隆站和长江干流宜昌站)为研究对象,对各站 1952 年至 2006 年年最大洪峰、年最大 7d 洪量和年最低月径流、年最低 3 个月径流进行趋势分析。图 1 给出长江上游流域及主要控制站

点示意图。



图 1 长江上游流域及控制站点示意图

Fig.1 The location of the upper reaches of the Yangtze River basin and the control stations

3.2 洪水过程趋势分析

3.2.1 单变量 MK 分析

金沙江屏山站、岷江高场站、沱江李家湾站、嘉陵江北碛站、乌江武隆站和长江干流宜昌站等 6 个水文站的两个水文变量(包括年最大洪峰、年最大 7d 洪量)共 12 个时间序列的 1952~2006 年变化见图 2,图中同时给出各序列的线性趋势。

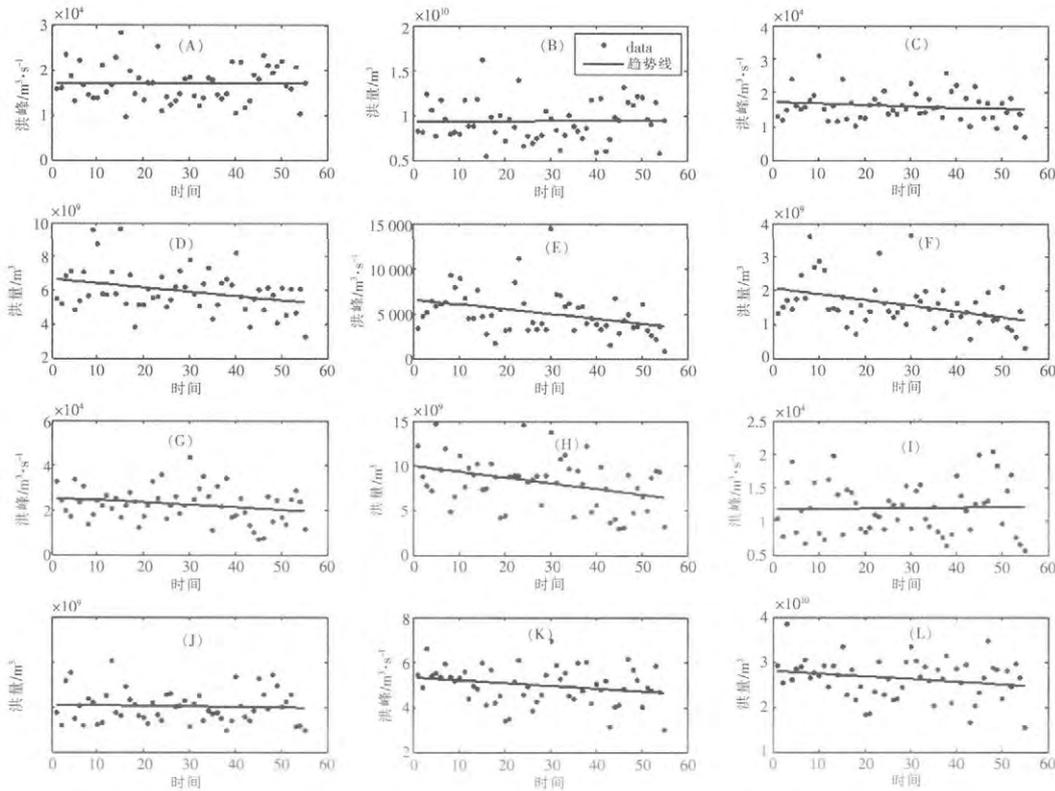


图 2 包含线性趋势的各站点洪峰、洪量散点图 (A)屏山站洪峰(B)屏山站洪量(C)高场站洪峰(D)高场站洪量 (E)李家湾站洪峰(F)李家湾站洪量(G)北碛站洪峰(H)北碛站洪量(I)武隆站洪峰(J)武隆站洪量(K)宜昌站洪峰(L)宜昌站洪量

Fig.2 The scatterplots of the annual peak and 7 day volume as well as linear regression line. (A) Flood peak at the Pingshan station; (B) Flood discharge at the Pingshan station; (C) Flood peak at the Gaochang station; (D) Flood discharge at the Gaochang station; (E) Flood peak at the Lijiawan station; (F) Flood discharge at the Lijiawan station; (G) Flood peak at the Beibei station; (H) Flood discharge at the Beibei station; (I) Flood peak at the Wulong station; (J) Flood discharge at the Wulong station; (K) Flood peak at the Yichang station; (L) Flood discharge at the Yichang station

按照 2.1 中介绍的单变量 MK 检验方法, 分别对 6 个水文站的年最大洪峰和年最大 7d 洪量进行单变量的趋势分析。给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 单变量趋势分析的阈值为 1.96。当统计量 Z 的绝对值大于 1.96 时, 表明变量具有显著的变化趋势。计算结果如表 1 所示。

表1 洪水过程单变量MK检验结果表

Table1 The results of the univariate MK testing for flood process

站点	所属流域	水文变量	Z 值	阈值
屏山	金沙江	年最大洪峰	0.18	1.96
		年最大 7d 洪量	0.32	1.96
高场	岷江	年最大洪峰	-0.58	1.96
		年最大 7d 洪量	-1.79	1.96
李家湾	沱江	年最大洪峰	-3.09	1.96
		年最大 7d 洪量	-3.09	1.96
北碚	嘉陵江	年最大洪峰	-1.58	1.96
		年最大 7d 洪量	-2.26	1.96
武隆	乌江	年最大洪峰	0.15	1.96
		年最大 7d 洪量	-0.27	1.96
宜昌	长江干流	年最大洪峰	-1.76	1.96
		年最大 7d 洪量	-1.31	1.96

从表 1 可知高场站、屏山站、武隆站和宜昌站的年最大洪峰和年最大 7d 洪量的 Z 值均未超过阈值 1.96, 表明这 4 个站点没有显著的变化趋势。北碚站也仅有年最大 7d 洪量的 Z 值超过阈值并且为负数, 表明北碚站年最大 7d 洪量存在显著减少趋势。李家湾站年最大洪峰和年最大 7d 洪量的 Z 值都超过阈值并且都为负数, 表明李家湾站年最大洪峰和年最大 7d 洪量都存在显著减少趋势。

3.2.2 多变量 MK 分析

利用 2.2 提到的 CIT 检验和 CST 检验对 6 个水文站的联合变量(年最大洪峰和年最大 7d 洪量)进行多变量趋势分析检验。给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 当统计量的绝对值大于阈值时, 表明联合变量具有显著的变化趋势。计算结果如表 2 所示。

表2 洪水过程多变量MK检验结果表

Table2 The results of the multivariate MK testing for flood process

站点	CIT	阈值	CST	阈值
屏山	0.45	5.99	0.25	1.96
高场	3.77	5.99	-1.31	1.96
李家湾	10.18	5.99	-3.19	1.96
北碚	6.76	5.99	-1.96	1.96
武隆	0.92	5.99	-0.06	1.96
宜昌	3.76	5.99	-1.56	1.96

从表 2 可知高场站、屏山站、武隆站和宜昌站的联合变量(年最大洪峰和年最大 7d 洪量)的 CIT 检验和 CST 检验都没有超过阈值, 表明这 4 个水文站的联合变量没有显著的变化趋势。北碚站的 CIT 检验超过阈值, 而 CST 检验计算值四舍五入后近似 -1.96 则与阈值非常接近但并未超过阈值。在北碚站的多变量趋势分析中, 2 种检验方法得到不同结果, 因此需要结合单变量检验结果来判断北碚站的变化趋势。李家湾站的 CIT 检验和 CST 检验都大大超过阈值, 可以认为李家湾站的联合变量具有显著的变化趋势。

3.2.3 结果分析

综合单变量 MK 检验结果和多变量 MK 检验结果可以发现, 高场站、屏山站、武隆站和宜昌站年最大洪峰、年最大 7d 洪量的单变量和联合变量都没有显著的变化趋势。因此, 可以利用传统的一致性频率分析方法来建立这 4 个站点年最大洪峰、年最大 7d 洪量的水文频率分布函数。

北碚站的年最大 7d 洪量存在显著的变化趋势, 年最大洪峰则不存在显著的变化趋势, 同时北碚站的多变量 MK 检验中 CIT 检验超过阈值而 CST 检验并未超过阈值, 表明年最大 7d 洪量主导了多变量的变化趋势, 而实际上年最大洪峰和年最大 7d 洪量之间的相关关系并没有显著的变化趋势。因此, 对北碚站洪水过程进行频率趋势分析时, 应该对年最大 7d 洪量建立非一致性的水文频率分析函数, 而对于联合变量则可以通过标准 copula 函数来计算。

对于李家湾站, 年最大洪峰、年最大 7d 洪量的单变量和联合变量都存在显著的变化趋势, 因此对李家湾站建立水文频率分析函数时, 都需要考虑非一致性, 包括单变量的非一致性和描述多变量关系的 copula 函数的非一致性。

3.3 低径流过程趋势分析

3.3.1 单变量 MK 分析

金沙江屏山站、岷江高场站、沱江李家湾站、嘉陵江北碚站、乌江武隆站和长江干流宜昌站等 6 个水文站的两个水文变量(年最小月径流、年最小 3 个月径流)共 12 个时间序列的 1952~2006 年变化见图 3, 图中同时给出各序列的线性趋势。

按照 2.1 中介绍的单变量 MK 检验方法, 对 6 个水文站的年最小月径流、年最小 3 个月径流进行单变量的趋势分析。给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 单变量趋势分析的阈值为 1.96。当统计量 Z 的绝对值大于 1.96

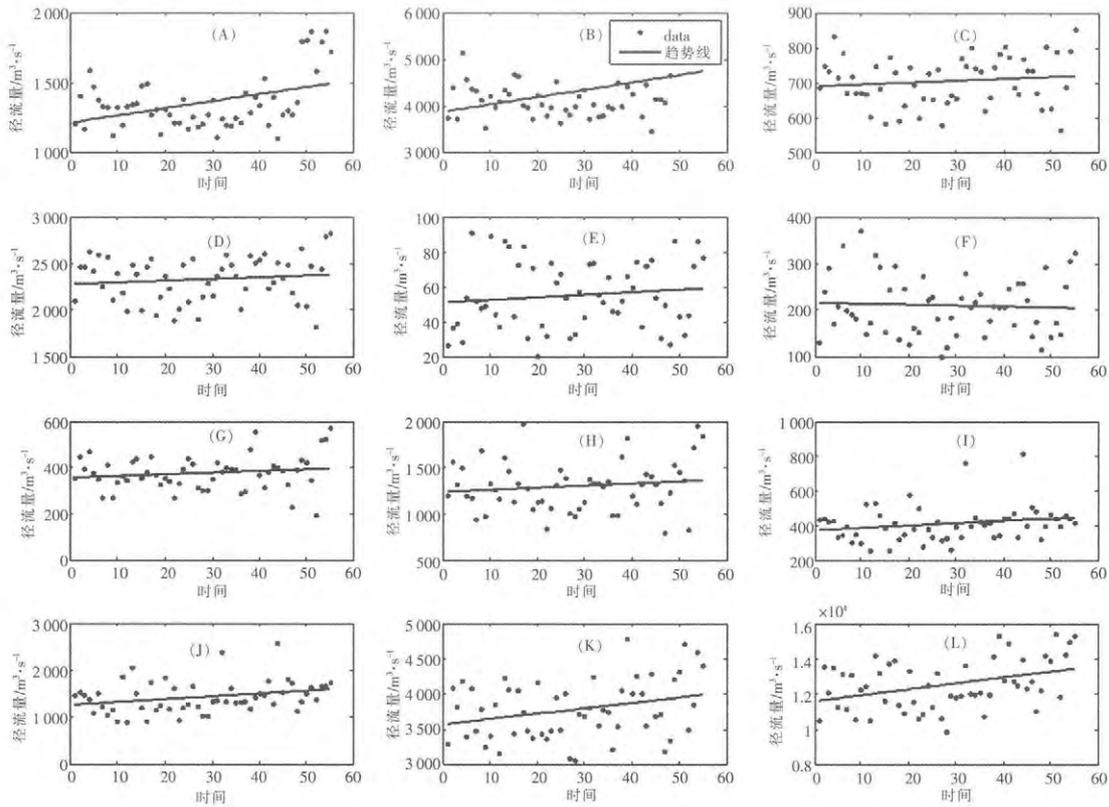


图3 包含线性趋势的各站点最小月径流、最小3个月径流散点图 (A)屏山站最小月径流(B)屏山站最小3个月径流 (C)高场站最小月径流(D)高场站最小3个月径流(E)李家湾站最小月径流(F)李家湾站最小3个月径流(G)北碚站最小月径流 (H)北碚站最小3个月径流(I)武隆站最小月径流(J)武隆站最小3个月径流(K)宜昌站最小月径流(L)宜昌站最小3个月径流

Fig.3 The scatterplots of minimum monthly runoff and minimum 3 monthly runoff as well as linear regression line.

- (A) Minimum monthly runoff at the Pingshan station; (B) Minimum 3 monthly runoff at the Pingshan station;
- (C) Minimum monthly runoff at the Gaochang station; (D) Minimum 3 monthly runoff at the Gaochang station; (E) Minimum monthly runoff at the Lijiawan station; (F) Minimum 3 monthly runoff at the Lijiawan Station; (G) Minimum monthly runoff at the Beibei station;
- (H) Minimum 3 monthly runoff at the Beibei station; (I) Minimum monthly runoff at the Wulong station; (J) Minimum 3 monthly runoff at the Wulong station; (K) Minimum monthly runoff at the Yichang station; (L) Minimum 3 monthly runoff at the Yichang Station

时,表明变量具有显著的变化趋势。计算结果如表3所示。

表3 低径流过程单变量MK检验结果表

Table3 The results of the univariate MK testing for low runoff process

站点	所属流域	水文变量	Z值	阈值
屏山	金沙江	年最小月径流	1.72	1.96
		年最小3个月径流	2.07	1.96
高场	岷江	年最小月径流	0.97	1.96
		年最小3个月径流	0.87	1.96
李家湾	沱江	年最小月径流	0.95	1.96
		年最小3个月径流	-0.21	1.96
北碚	嘉陵江	年最小月径流	0.76	1.96
		年最小3个月径流	0.81	1.96
武隆	乌江	年最小月径流	1.71	1.96
		年最小3个月径流	2.43	1.96
宜昌	长江干流	年最小月径流	1.92	1.96
		年最小3个月径流	2.76	1.96

据表3可知,高场站、李家湾站和北碚站的年最小月径流和年最小3个月径流的Z值均未超过阈值1.96,可以认为这3个站点没有显著的变化趋势。屏山站、武隆站和宜昌站都仅有年最小3个月径流的Z值超过阈值并且为正数,可以认为屏山站、武隆站和宜昌站的年最小3个月径流存在显著增加趋势。

3.3.2 多变量MK分析

利用2.2提到的CIT检验和CST检验对6个水文站的联合变量(年最小月径流和年最小3个月径流)进行多变量的趋势分析检验。给定显著性水平 $\alpha=0.05$,当统计量的绝对值大于阈值时,表明联合变量具有显著的变化趋势。计算结果如表4所示。

据表4可知,屏山站、高场站、李家湾站和北碚站

表4 低径流过程多变量MK检验结果表

Table4 The results of the multivariate MK testing for low runoff process

站点	CIT	阈值	CST	阈值
屏山	5.77	5.99	1.91	1.96
高场	0.93	5.99	0.94	1.96
李家湾	5.83	5.99	0.38	1.96
北碚	0.65	5.99	0.80	1.96
武隆	7.10	5.99	2.12	1.96
宜昌	9.96	5.99	2.39	1.96

的联合变量（年最小月径流和年最小3个月径流）的CIT检验和CST检验都没有超过阈值，可以认为这4个水文站的联合变量没有显著的变化趋势。武隆站和宜昌站的CIT检验和CST检验都超过阈值，可以认为武隆站和宜昌站的联合变量具有显著的变化趋势。

3.3.3 结果分析

综合单变量MK检验结果和多变量MK检验结果可以发现，高场站、李家湾站和北碚站年最小月径流、年最小3个月径流的单变量和联合变量都没有显著的变化趋势。因此，可以利用传统的一致性频率分析方法来建立这4个站点年最小月径流、年最小3个月径流的水文频率分布函数。

屏山站的年最小3个月径流的单变量存在显著增加趋势，年最小月径流的单变量则不存在显著的变化趋势，同时屏山站的多变量MK检验中CIT检验和CST检验并未超过阈值，可以认为屏山站仅有最小3个月径流存在显著增加趋势。因此，对北碚站低径流过程进行频率分析时，应该对年最小3个月径流建立非一致性的水文频率分析函数，对于年最小月径流可以通过传统的一致性频率分析方法，而对联合变量则可以通过标准copula函数来计算。

对于武隆站和宜昌站，年最小3个月径流的单变量和联合变量（年最小月径流和年最小3个月径流）都存在显著的变化趋势，年最小月径流不存在显著的变化趋势。因此对武隆站和宜昌站建立水文频率分析函数时，需考虑年最小3个月径流单变量的非一致性和描述多变量关系的copula函数的非一致性。

4 结论

本文论述了多变量趋势分析在水文频率分析中的重要性，并对多变量趋势分析方法进行了简述，通过实例研究进一步证明多变量趋势分析方法能够检验出单变量趋势分析方法检测不到的联合变量变化趋势。并以长江流域上游6个主要控制水文站为研究对象，采用2种多变量MK检验方法对洪水过程和低径流过程的联合变量进行趋势分析，结果表明，在某些站点确实存在单变量或多变量的显著趋势。对于只有单变量存在变化趋势，多变量之间的相互关系没有变化趋势，可以仅对有趋势的单变量建立非一致性水文频率分析方法。而对于单变量、联合变量均存在变化趋势的站点，就要分别对单变量和描述多变量关系的copula函数进行非一致性水文频率分析方法。多变量趋势分析在长江流域上游的应用表明，多变量趋势分析通过检验联合变量的一致性假设保证了水文频率分析结果的有效性，并且可以用于指导选择合适的多元分布函数（包括边缘分布和Copula函数）。

参考文献：

- [1] 王文圣,张翔,金菊良,等. 水文学不确定性分析方法[M]. 北京: 科学出版社, 2011. (WANG Wensheng, ZHANG Xiang, JIN Juliang, et al. Methods of Uncertainty Analysis for Hydrology [M]. Beijing: Science Press, 1999. (in Chinese)).
- [2] Chebana F, Ouarda T B M J, Duong T C. Testing for multivariate trends in hydrologic frequency analysis [J]. Journal of Hydrology, 2013,486:519-530.
- [3] 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. (LIANG Zhongmin, HU Yiming, WANG Jun. Advances in hydrological frequency analysis of non-stationary time series [J]. Advances in Water Science, 2011,22(6): 864-871. (in Chinese))
- [4] 宋晓波, 王文圣, 欧源. 非一致性年径流分析计算初探 [J]. 黑龙江水专学报, 2007,34(2):4-6. (SONG Xiaobo, WANG Wensheng, OU Yuan. Study on inconsistent data of annual runoff [J]. Journal of Heilongjiang Hydraulic Engineering College, 2007,34(2):4-6. (in Chinese))
- [5] 成静清. 非一致性年径流序列频率分析计算 [D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2010. (CHENG Jingqing. Hydrological Frequency Analysis for Inconsistent Annual Runoff Series [D]. Yangling: Northwest A&F University, 2010. (in Chinese))
- [6] 金光炎. 水文频率分析述评 [J]. 水科学进展, 1999,10(3):319-327. (JIN Guangyan. A review of hydrologic frequency analysis [J]. Advances in Water Science, 1999,10(3):319-327. (in Chinese))

- [7] 谢华, 黄介生. 两变量水文频率分布模型研究述评[J]. 水科学进展, 2008,19(3):443-452. (XIE Hua, HUANG Jiesheng. A review of bivariate hydrological frequency distribution [J]. Advances in Water Science, 2008,19(3):443-452. (in Chinese))
- [8] Favre A C, Favre S E, Perreault L, et al. Multivariate hydrological frequency analysis using copulas [J]. Water Resources Research, 2004,40(1):W01101.
- [9] 罗贤, 许有鹏. 秦淮河流域中游地区两变量洪水风险分析 [J]. 自然灾害学报, 2011,20(4): 126-130.(LUO Xian, XU Youpeng. A bivariate analysis of flood risk in the middle reaches of Qinhuai River basin [J]. Journal of Natural Disasters, 2011,20(4):126-130. (in Chinese))
- [10] 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. (YAN Baowei, GUO Shenglian, GUO Jing, et al. Comparative study of multivariate hydrological frequency analysis methods [J]. Engineering Journal of Wuhan University, 2009,42(1):10-15. (in Chinese))
- [11] 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):323-330. (CHEN Lu, GUO Shenglian, ZHANG Honggang, et al. Flood coincidence probability analysis for the upstream Yangtze River and its tributaries [J]. Advances in Water Science, 2011,22(3):323-330. (in Chinese))
- [12] Chebana F, Ou arda T B M J. Multivariate quantiles in hydrological frequency analysis [J]. Environmetrics, 2011,22 (1): 63-78.
- [13] Chebana F, Ou arda T B M J. Depth -based multivariate descriptive statistics with hydrological applications [J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2011,116:D10120.
- [14] Mann H B. Nonparametric tests against trend [J]. Econometrica, 1945,13(3):245-259.
- [15] Kendall M G. Rank Correlation Methods [M]. London: Charles Griffin and Company Ltd, 1975.
- [16] Lettenmaier D P. Multivariate nonparametric tests for trend in water quality [J]. Water Resources Bulletin, 1988,4(3):505 - 512.
- [17] Dietz E J, Killeen T J. A Nonparametric multivariate test for monotone trend with pharmaceutical applications [J]. Journal of the American Statistical Association, 1981,76(373):169-174.
- [18] Hirsch R M, Slack J R. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence [J]. Water Resources Research, 1984,20(6):727-732.
- [19] Hirsch R M, Slack J R, Smith R A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data [J]. Water Resources Research, 1982,18(1):107-121.

Application of Hydrological Multivariate Trend Analysis

YE Lei^{1,2}, ZHOU Jianzhong^{1,2}, ZENG Xiaofan^{1,2}, CHEN Lu^{1,2}, GUO Jun³, ZHANG Hairong^{1,2}

(1.College of Hydropower & Information Engineering, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China;

2.Hubei Key Laboratory of Digital Valley Science and Technology, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

3.State Grid Hunan Electric Corporation Research Institute, Changsha 410007, China)

Abstract: Hydrological frequency analysis relies on a series of assumptions, especially nonstationarity, homogeneity and independence. As hydrological events should be described through several dependent hydrological variables, e.g. peak, volume of flood; annual minimum monthly runoff, annual minimum 3 monthly runoff for low runoff process, multivariate hydrological frequency analysis methods have gained popularity during recent years. However, multivariate hydrological frequency analysis focused directly on fitting the frequency distribution without testing the assumption procedure. Neglecting the testing procedure may get the incorrect frequency distribution. This paper introduced multivariate MK testing, which was widely used in the field of water quality, to test both univariate and multivariate trends of annual peak and annual max 7 day volume, annual minimum monthly runoff and annual minimum 3 monthly runoff at the control stations of the upper reaches of the Yangtze River Basin. The results indicate that multivariate tests can detect the integrated trends of joint variables, whereas univariate tests can only detect the univariate trends. Therefore, it is recommended to jointly apply univariate and multivariate trend tests in order to get a precise result.

Key words: trend analysis; multivariate; MK test