

# 基于多变量 M-K 检验的北江流域降水趋势分析

王 乐<sup>1</sup>, 刘德地<sup>1</sup>, 李天元<sup>1</sup>, 王家生<sup>2</sup>, 李凌云<sup>2</sup>

(1. 武汉大学水资源与水电工程科学国家重点实验室, 湖北 武汉 430072;  
2. 长江科学院 河流研究所, 湖北 武汉 430010)

**摘 要:**降水是北江流域水资源的主要来源,因此研究北江流域降水趋势有利于水资源合理规划和实现可持续利用,但目前的趋势分析主要以单变量趋势检验为主,对多变量的趋势分析研究较少。基于此,分别采用单变量和多变量 M-K 检验趋势分析方法,针对北江流域 6 个代表性气象站点 1959~2009 年逐日降水资料,以各站的年降水量、年降水天数和年最大降水量三个变量为主要研究对象,分析得到北江流域的降水变化整体趋势。结果表明,仁化站、韶关站、乐昌站、连州站和广宁站的变化趋势不显著,清远站的变化趋势显著。在整体趋势分析方面,多变量趋势分析方法可同时考虑降水的多重属性特点,从而可更好分析流域降水整体趋势。

**关键词:**降水;多变量趋势分析;Mann-Kendall 检验;北江流域

中图分类号:TV125

文献标识码:A

文章编号:1000-0852(2015)04-0085-06

## 1 引言

大气降水是水循环中最重要环节,而降水的变化会导致流域径流和水资源可利用水量发生改变<sup>[1-3]</sup>。目前,由于气候变化和人类活动的影响,降水过程和特点已经发生了深刻的变化,因此,对降水变化趋势的研究,将有利于全球气候变化背景下流域水文响应规律的认识,对实现流域水资源可持续利用及生态文明社会建设具有重要意义。

在时间序列趋势分析中,Mann-Kendall (简称 M-K)检验是世界气象组织推荐并已被广泛使用的非参数检验方法,它不需要样本遵从一定的分布,也不受少数异常值的干扰,适用于水文、气象等非正态分布的数据,计算简便<sup>[4-6]</sup>。近年来我国学者在应用 Mann-Kendall 检验方法进行降水趋势分析方面做过大量研究工作<sup>[7-10]</sup>。然而,以上研究主要是针对年降水量和年降水天数分别进行趋势分析从而获得整个研究区域的降水变化特性,也就是只进行单变量趋势分析,尚未考虑变量之间的相关性来进行多变量联合分析,从而根据降水要素中包括多个要素的特点来进行整体降水趋

势分析。降水的表征变量主要包括年降水量、年降水天数和平均日降水强度,其中日降水强度可以通过年降水量除以相应的年降水天数得到<sup>[11]</sup>。年降水量的变化主要决定水资源的变化,而年最大降水量可以反映区域降水的极端情况的发生概率。因此,本文采用年降水量、年降水天数和年最大降水量三个变量来描述降水事件,并进行多变量 M-K 趋势检验来分析得到降水变化的整体趋势。

本文选取北江流域 6 个代表性气象站点的 1959~2009 年(共 51a)的逐日降水资料,以各站的年降水量、年降水天数(本文只考虑有效降水天数,即日降水量>0.1mm 的天数)和年最大降水量三个变量为研究对象,采用多变量 M-K 检验趋势分析方法分析北江流域的降水变化整体趋势。

## 2 研究区域概况

北江属珠江水系,是广东省境内一条重要河流,流域总面积 46 710km<sup>2</sup> (其中广东省占流域总面积的 92%)<sup>[12]</sup>。北江主要流经广东省的韶关、清远地区,流域内大部分是山区和丘陵<sup>[12]</sup>,石灰岩地区比例较大,涵

收稿日期:2014-10-12

基金项目:国家自然科学基金面上项目(51379148);国家科技支撑计划(2012BAK27B01-08、2013BAD07B10-3)

作者简介:王乐(1992-),女,湖南衡阳人,硕士研究生,主要从事水资源管理研究。E-mail: lewangwhu@126.com

通讯作者:刘德地(1980-),男,湖南石门人,副教授,主要从事水文水资源研究。E-mail: dediliu@163.com

养水源能力差,因此降雨是流域内主要的水资源来源,其降水变化对流域内的社会经济发展、人民生活和社会的稳定都有举足轻重的影响<sup>[13]</sup>。认识北江流域降水变化规律,对研究区域水量平衡和合理开发利用水资源都有重要的意义<sup>[14]</sup>。

### 3 研究方法

#### 3.1 单变量 M-K 方法

在 Mann-Kendall 检验<sup>[15-17]</sup>中,原假设  $H_0$  为时间序列数据  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  是  $n$  个独立的、随机变量同分布的样本,备择假设  $H_1$  是双边检验,对于所有的  $k, j \leq n$ , 且  $k \neq j$ ,  $x_k$  和  $x_j$  的分布是不相同的,检验的统计变量  $S$  为:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \operatorname{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

$$\text{式中: } \operatorname{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1, & x_j - x_k > 0 \\ 0, & x_j - x_k = 0 \\ -1, & x_j - x_k < 0 \end{cases}$$

$S$  服从均值  $E(S) = 0$ , 方差  $\operatorname{Var}(S) = \left[ n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^m t_j(t_j-1)(2t_j+5) \right] / 18$  的正态分布,其中  $m$  为出现相同秩次的组数,  $t_j$  为每组中秩次相同的个数。当  $n > 10$  时,标准正态统计变量表示为:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} \quad (2)$$

在给定的  $\alpha$  显著性水平上,如果  $|Z| \geq Z_{1-\alpha/2}$ , 则原假设是不可接受的,即该序列存在明显的上升或下降趋势;而若统计变量  $Z > 0$ , 则该序列呈上升趋势;若  $Z < 0$ , 则为下降趋势。

#### 3.2 多变量 M-K 方法

对第  $u (u=1, 2, \dots, d)$  个变量,假定其序列为  $X_i^{(u)}$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ), 则其单变量 M-K 检验的统计变量  $M^{(u)}$  可表达为<sup>[18]</sup>:

$$M^{(u)} = \sum_{1 \leq i < j \leq n} \operatorname{sgn}(x_j^{(u)} - x_i^{(u)}) \quad (3)$$

$M^{(u)}$  近似服从均值  $E(M^{(u)}) = 0$ , 方差  $\operatorname{Var}(M^{(u)}) = n(n-1)(2n+5)/18$  的正态分布;而矩阵  $M = (M^{(1)}, M^{(2)}, \dots, M^{(d)})'$  的协方差矩阵  $C_M = (c_{uv})_{u,v=1, \dots, d}$ , 其中  $c_{uv}$  为:

$$\hat{c}_{uv} = \frac{t_{uv} + r_{uv}}{3}, u \neq v \quad (4)$$

式中:

$$t_{uv} = \sum_{1 \leq i < j \leq n} \operatorname{sgn}((x_j^{(u)} - x_i^{(u)})(x_j^{(v)} - x_i^{(v)}))$$

$$r_{uv} = \sum_{i,j,k=1}^n \operatorname{sgn}((x_k^{(u)} - x_j^{(u)})(x_k^{(v)} - x_i^{(v)}))$$

多变量 M-K 方法是在单变量方法的基础上,考虑各变量之间的相关关系,对其协方差矩阵进行检验。目前,主要有协方差矩阵求逆检验、协方差矩阵求和检验和协方差矩阵的特征值检验方法<sup>[19-21]</sup>:

(1) 协方差矩阵求逆检验 (Covariance Inversion Test, 简称 CIT)

CIT 方法通过对协方差矩阵  $C_M$  取逆矩阵  $C_M^{-1}$ , 构建统计变量

$$D = M' C_M^{-1} M \quad (5)$$

统计变量  $D$  近似服从  $\chi^2(q)$  分布,其中  $q$  是协方差矩阵  $C_M$  的秩且满足  $1 \leq q \leq d$ 。若  $D$  超过显著性水平为  $\alpha$  的临界值,则拒绝原假设,说明在  $\alpha$  显著性水平上,原序列存在明显的变化趋势。

(2) 协方差矩阵求和检验 (Covariance Sum Test, 简称 CST)

CST 方法通过对  $M^{(u)}$  进行求和,构建统计变量

$$B = 1' M = \sum_{i=1}^d M^{(u)} \quad (6)$$

式中:  $1 = (1, \dots, 1) \in R^d$ 。

统计量  $B$  近似服从均值  $E(B) = 0$ , 方差  $\operatorname{Var}(B) = \sum_{i=1}^d \operatorname{var}(M^{(u)}) + 2 \sum_{i=1}^{d-1} \sum_{j=i+1}^d c_{uv}$  的正态分布,并对  $B$  标准化后 (统计变量  $Z_B$ ), 在给定的  $\alpha$  显著性水平上进行检验,即若  $|Z_B| \geq Z_{B-\alpha}$ , 则原假设是不可接受的,该序列存在明显的上升或下降趋势,且当  $Z_B > 0$  时呈上升趋势,  $Z_B < 0$  时呈下降趋势。

(3) 协方差矩阵特征值检验 (Covariance Eigenvalue Test, 简称 CET)

为了避免 CIT 方法中求逆矩阵的步骤,Lettenmaier (1988) 提出了根据协方差矩阵的特征值进行检验的改进方法,即 CET 方法。CET 的统计变量为:

$$L = M' M = \sum_{u=1}^d (M^{(u)})^2 \quad (7)$$

如果  $M^{(u)}$  相互独立,统计量  $L$  近似服从接受原假

设  $H_0$  的  $\sigma^2\chi^2(q)$  分布。但通常  $M^{(u)}$  不相互独立,此时  $L$  与  $L^*$  同分布<sup>[22]</sup>。 $L^*$  的分布为

$$L^* = \sum_{u=1}^d \lambda_u Z_u^2 \quad (8)$$

式中: $\lambda_u$  为协方差矩阵  $C_M$  的特征值; $Z_u$  为独立标准正态随机变量。若所有特征值  $\lambda_u$  相等,即  $\lambda_u = \lambda (u=1, 2, \dots, d)$ , 则  $L^*$  与  $L$  均服从  $\lambda\chi^2(d)$  分布;否则,  $L^*$  近似服从 P- 型分布<sup>[22]</sup>, 并根据  $\lambda_u$  计算 P- 型分布中的形状( $\alpha$ )、尺度( $\beta$ )和位置( $a_0$ )三个参数<sup>[23]</sup>:

$$\alpha \approx \frac{(\sum_{u=1}^d \lambda_u^2)^3}{2(\sum_{u=1}^d \lambda_u^3)^2}, \beta \approx \frac{\sum_{u=1}^d \lambda_u^2}{2\sum_{u=1}^d \lambda_u^3},$$

$$a_0 \approx \sum_{u=1}^d \lambda_u - \frac{(\sum_{u=1}^d \lambda_u^2)^2}{\sum_{u=1}^d \lambda_u^3}$$

根据  $L$  的分布( $M^{(u)}$  相互独立时,为  $\sigma^2\chi^2(q)$  分布; $M^{(u)}$  不相互独立时,若  $\lambda_u$  相等,则服从  $\lambda\chi^2(d)$  分布,否则服从 P- 型分布),求得显著性水平为  $\alpha$  的临界值。若  $L$  超过该临界值,则拒绝原假设,说明在  $\alpha$  显著性水平上,原序列存在明显的变化趋势。

三种多变量 M-K 检验方法各有优缺点。CIT 方法比较简单,计算简便,但对于小样本容量的序列效果较差<sup>[21]</sup>;CST 方法适用于小容量样本序列的检验,但当  $M^{(u)}$  有正有负时,不同方向的趋势互相抵消,降低了检验结果的可信度,可能导致分析的结果具有偏差<sup>[21,24]</sup>;CET 方法的总体效果最优<sup>[21]</sup>,但对于大样本容量的序列,CET 相对 CIT 方法的优势不明显<sup>[25]</sup>,且 CET 方法计算复杂,常需要估算参数来近似估计统计变量的分布。

## 4 结果与讨论

### 4.1 单变量趋势分析结果

选取北江流域内 6 个具有代表性的气象站点 51 年(1959~2009 年)的逐日降水资料,并整理出各站 51 年的年降雨量( $P$ )、年最大降雨量( $P_{max}$ )和年降雨天数( $D$ ),采用单变量趋势检验对 6 个气象站点的  $P$ 、 $P_{max}$

和  $D$  分别进行趋势分析,其计算结果见表 1。

由表 1 可知:

(1)就变量  $P$ 、 $P_{max}$  和  $D$  的变化情况而言,广宁站年降雨量  $P$  和年最大降雨量  $P_{max}$  的  $Z$  值均  $<0$ ,呈下降趋势,其他 5 个站点  $P$ 、 $P_{max}$  的  $Z$  值均  $>0$ ,呈上升趋势,其中清远站  $P$  的  $Z$  值  $>1.96$ ,上升趋势显著;年降雨天数  $D$  各站点情况不同:仁化站和清远站的  $Z$  值  $>0$ ,呈上升趋势,而其他 4 个站点的  $Z$  值  $<0$ ,呈下降趋势,其中清远站、韶关站和连州站的  $Z$  值  $>1.96$ ,变化趋势显著,而仁化站、乐昌站和广宁站的  $Z$  值  $<1.96$ ,变化趋势不明显。

(2)就 6 个站点的降雨情况而言,从定性的角度看,仁化站和清远站三要素  $P$ 、 $P_{max}$  和  $D$  的  $Z$  值都  $>0$ ,呈上升趋势,广宁站三要素  $P$ 、 $P_{max}$  和  $D$  的  $Z$  值都  $<0$ ,呈下降趋势,说明仁化站和清远站的整体降水变化趋势为上升趋势,广宁站的整体降水变化趋势为下降趋势;韶关站、乐昌站和连州站  $P$  和  $P_{max}$  的  $Z$  值  $>0$ ,呈上升趋势,而  $D$  的  $Z$  值  $<0$ ,呈下降趋势,无法说明整体降雨趋势。而且,无法定量地说明 6 个站点的整体降雨趋势是否显著。这是单变量趋势分析所无法解决的问题,因此,需要通过后续的多变量趋势分析,得到各站点的整体降雨趋势。

### 4.2 多变量趋势分析结果

采用多变量方法对 6 个气象站点的  $(P, D)$ 、 $(P_{max}, D)$ 、 $(P, P_{max})$  和  $(P, P_{max}, D)$  序列进行趋势分析。计算结果见表 2(取显著性水平  $\alpha=0.05$ )。

由表 2 可知:

(1)仁化站除  $(P, P_{max})$  序列的 CST 检验为趋势显著外,其余检验结果均为趋势不显著;仁化站各单变量与多变量趋势分析的结论一致。

(2)清远站的多变量趋势检验结果不一致,主要体现在三种方法的检验结果之间不一致:CIT 检验和 CST 检验结果均为趋势显著(除  $(P_{max}, D)$  序列的 CIT 检验为趋势不显著外),而 CET 检验结果为趋势不显著;

表1 1959~2009年6个站点单变量趋势检验结果\*(统计量Z值)

Table 1 The results of the univariate trend test at 6 meteorological stations from 1959 to 2009 (Statistics Z)

变量	仁化站	清远站	韶关站	乐昌站	连州站	广宁站
$P$	1.58	3.35	0.32	0.03	0.36	-0.03
$P_{max}$	1.73	1.91	1.23	0.78	1.23	-0.54
$D$	0.69	2.31	-4.37	-1.85	-2.19	-1.50

注:显著性水平  $\alpha=0.05$ ,相应的  $Z_{1-\alpha/2}=\pm 1.96$ 。

表2 1959~2009年6个站点多变量趋势检验结果

Table 2 The results of the multivariate trend test at 6 meteorological stations from 1959 to 2009

站点	变量	CIT		CST		CET	
		统计量	临界值	统计量	临界值	统计量	临界值
仁化	$(P,D)$	2.79	5.99	1.25	1.96	45 812	310 108
	$(P_{max},D)$	3.16	5.99	1.57	1.96	53 192	239 097
	$(P,P_{max})$	3.92	5.99	1.97	1.96	84 212	267 689
	$(P,P_{max},D)$	4.05	7.81	1.70	1.96	91 608	360 833
清远	$(P,D)$	13.06	5.99	2.93	1.96	251 794	344 884
	$(P_{max},D)$	5.92	5.99	2.39	1.96	136 921	290 705
	$(P,P_{max})$	12.10	5.99	2.82	1.96	226 265	322 052
韶关	$(P,P_{max},D)$	14.78	7.81	2.79	1.96	307 490	456 979
	$(P,D)$	25.43	5.99	-2.38	1.96	292 202	270 052
	$(P_{max},D)$	22.38	5.99	-2.09	1.96	313 625	233 866
	$(P,P_{max})$	1.68	5.99	0.89	1.96	24 785	287 118
乐昌	$(P,P_{max},D)$	25.68	7.81	-1.23	1.96	315 306	340 326
	$(P,D)$	6.18	5.99	-1.00	1.96	52 466	305 926
	$(P_{max},D)$	4.96	5.99	-0.68	1.96	61 850	241 210
	$(P,P_{max})$	1.01	5.99	0.45	1.96	9 434	306 367
连州	$(P,P_{max},D)$	6.20	7.81	-0.42	1.96	61 875	384 422
	$(P,D)$	9.27	5.99	-1.02	1.96	74 925	297 596
	$(P_{max},D)$	7.97	5.99	-0.61	1.96	96 004	242 048
	$(P,P_{max})$	1.67	5.99	1.23	1.96	25 129	288 716
广宁	$(P,P_{max},D)$	9.87	7.81	0.11	1.96	98 029	367 468
	$(P,D)$	3.49	5.99	-0.86	1.96	34 621	298 087
	$(P_{max},D)$	2.51	5.99	-1.42	1.96	39 220	230 758
	$(P,P_{max})$	0.36	5.99	-0.55	1.96	4 649	272 426
	$(P,P_{max},D)$	5.05	7.81	-1.14	1.96	39 245	345 882

结合前面单变量趋势检验结论,可以得出清远站整体降雨趋势显著。

(3)韶关站的多变量趋势检验结果不一致,主要体现在不同序列的检验结果之间不一致: $(P,D)$ 和 $(P_{max},D)$ 序列三种方法检验结果均为趋势显著,而 $(P,P_{max})$ 与 $(P,P_{max},D)$ 序列结果均为趋势不显著(除 $(P,P_{max},D)$ 序列的CIT检验为趋势显著外);结合前面韶关站单变量趋势分析结论,可以得出韶关站整体降雨趋势不显著,而且其整体降雨趋势特性主要受变量 $P$ 和 $P_{max}$ 影响。此外,韶关站三单变量与多变量趋势分析的结论不一致: $P$ 与 $P_{max}$ 为不显著上升趋势, $D$ 为显著下降趋势,而多变量结论为趋势不显著。说明不能单一地依据某一变量的趋势检验来得出整体降雨趋势,如果单一地考虑年降雨天数的趋势来估计韶关站整体降雨趋势,会得出错误的趋势分析结论。因此,必须联合分析三个变量,才能准确地得出整体降雨趋势。

(4)乐昌站除 $(P,D)$ 序列的CIT检验为趋势显著外,其余检验结果均为趋势不显著;乐昌站三单变量与多变量趋势分析的结论一致。

(5)连州站的多变量趋势检验结果不一致,主要体

现在三种方法的检验结果之间不一致:CIT检验结果为趋势显著(除 $(P,P_{max})$ 序列的CIT检验为趋势不显著外),而CST检验和CET检验结果均为趋势不显著;结合前面单变量趋势检验结论,可以得出连州站整体降雨趋势不显著。连州站三单变量与多变量趋势分析的结论亦不一致,应综合考虑单变量和多变量趋势分析的结果得到整体降雨趋势结论。

(6)广宁站的多变量趋势检验三种方法结果一致,均为趋势不显著;广宁站各单变量与多变量趋势分析的结论一致。

通过上述分析,我们可以看出多变量趋势分析具有如下特点:

在整体趋势分析方面,多变量趋势分析方法具有很多优势:①通过多变量趋势分析,可以得出单变量趋势分析无法回答的各站点整体降雨趋势的问题:清远站的降雨变化趋势显著,而仁化站、韶关站、乐昌站、连州站和广宁站的降雨趋势不显著。②如果单一地考虑某个变量的趋势来估计整体降雨趋势,有可能会得出错误的趋势分析结论。以韶关站为例,年降水量与年最大降水量均呈现不明显上升趋势,年降水



天数呈现明显下降趋势,而整体降雨特性为趋势不显著。因此,必须联合多变量进行趋势分析,得出更可靠的结论。③就计算而言,多变量趋势分析只需计算一个统计参数和一个分布,就可以判断整体是否存在趋势;多变量方法可以控制整体处于同一置信水平,可以有效地避免错误的趋势分析结论。

多变量趋势分析方法也具有一定的局限性。①本文所应用的多变量方法中 CIT 和 CET 方法无法判断整体趋势为上升或下降趋势,而只能判断其显著与否,这是需要改进的地方;CST 方法的局限性体现在,当有正有负时,不同方向的趋势会互相抵消,削弱了结果的可信度,在这种情况下 CST 方法得出的结果可能具有误导性。因此,当各单变量的趋势方向不一致时,CST 方法的结果可能是不可靠的。②每个变量在整体降雨趋势中的比重和贡献是不一致的,如韶关站整体降雨趋势特性主要受变量  $P$  和  $P_{max}$  影响,变量  $D$  在整体降雨趋势中所占比重较小,这仅仅通过多变量结论是无法得到的。多变量方法的局限性体现在它并没有显示出每个变量在整体趋势中的贡献,难以获取单个变量的具体趋势情况。此时,需要结合单变量检验的结论,进行综合分析。

因此,多变量趋势分析结果应该跟单变量结果进行比较分析,联合运用。联合体现在两个方面:①三种多变量方法计算结果之间的比较。根据三种方法的优缺点、适应性,综合判断得出整体趋势;②单变量趋势分析结果与多变量结果之间进行比较,单变量结果对多变量结果起一个辅助检验的作用。综合地应用单变量和多变量趋势分析的结果,才能得出最完整、准确的整体降雨趋势结论。

## 5 结论

本文分别采用单变量和多变量 M-K 检验趋势分析方法,针对北江流域 6 个代表性气象站点 1959~2009 年逐日降水资料,以各站的年降水量、年降水天数和年最大降水量三个变量为主要研究对象,分析得到北江流域的降水变化整体趋势。结果表明:

(1)从整体降雨趋势上来说,6 个气象站点中仁化站、韶关站、乐昌站、连州站和广宁站的变化趋势不显著,清远站的变化趋势显著。就各变量的变化情况而言,年最大降雨量在除广宁站外的其他 5 个站点均呈现不显著的上升趋势,说明年降水极端情况有缓慢增加的趋势;结合各个站点的年降雨量和年降雨天数的

趋势变化情况,可以得出:韶关站、乐昌站和连州站的日降雨强度均呈现上升趋势。就降雨分析而言,很多研究更多关注的是年降雨量与年降雨天数,以得到平均降雨强度<sup>[1]</sup>。本文加入了年最大降雨量,把极端情况考虑进来,能更全面地反映整个区域的降雨特性和趋势变化情况。

(2)在整体降雨趋势分析方面,多变量 M-K 趋势检验方法具有明显的优势;多变量方法可以定量地得到整体趋势检验结果,而单变量方法无法得到。但是也具有一定的局限性:本文所应用的多变量方法中 CIT 和 CET 方法无法判断整体趋势为上升或下降趋势,而只能判断其显著与否,这是需要改进的地方;当各单变量的趋势方向不一致时,CST 方法结果可能不可靠;多变量方法无法体现每个变量在整体降雨趋势中的贡献。

(3)综合地应用单变量和多变量趋势检验结果,才能对序列整体趋势和每个成分的趋势有一个更加全面的认识,从而更好地掌握流域降水整体趋势。

参考文献:

- [1] 周长艳,李跃清,彭俊.高原东侧川渝盆地降水与水资源特征及变化[J].大气科学,2006,30(6):1217-1226. (ZHOU Changyan, LI Yueqing, PENG Jun. The characteristics and variation of precipitation and water resource of Sichuan and Chongqing basin on the eastern side of the plateau [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 2006,30(6):1217-1226. (in Chinese))
- [2] The Report of IPCC Climate Change 2007. The physical basic climate [R]. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [3] 董满宇,江源,李俞萍,等.近 46 年来东江流域降水变化趋势分析[J].水文,2010,30(5):85-90. (DONG Manyu, JIANG Yuan, LI yuping, et al. Analysis of precipitation change trend over last 46 years in Dongjiang River basin [J]. Journal of Chinese Hydrology, 2010,30(5):85-90. (in Chinese))
- [4] Hamed K H. Trend detection in hydrologic data: the Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis [J]. Journal of Hydrology, 2008,349:350-363.
- [5] Yue S., Pilon P., Cavadias G.. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho test for detecting monotonic trends in hydrological series [J]. Journal of Hydrology, 2002,259:254-271.
- [6] 魏凤英.现代气候统计诊断与预测技术 [M].北京:气象出版社,1999:69-72. (WEI Fengying. The Modern Climate Statistical Diagnosis and Prediction Technology [M]. Beijing: Meteorological Press, 1999:69-72. (in Chinese))
- [7] 张文纲,李述训,庞强强.青藏高原 40 年来降水量时空变化趋势[J].水科学进展,2009,20(2):168-176. (ZHANG Wengang, LI Shuxun, PANG Qiangqiang. Changes of precipitation spatial-temporal over the Qinghai-Tibet plateau during last 40 years [J]. Advances in Water Science, 2009,20(2):168-176. (in Chinese))

- [8] 陆文秀,刘丙军,陈俊凡,等. 近 50a 来珠江流域降水变化趋势分析[J]. 自然资源学报, 2014,29(1):80–90. (LU Wenxiu, LIU Bingjun, CHEN Junfan, et al. Variation trend of precipitation in the Pearl River basin in recent 50 years [J]. Journal of Natural Resources, 2014,29(1):80–90. (in Chinese))
- [9] 徐宗学,张楠. 黄河流域近 50 年降水变化趋势分析[J]. 地理研究, 2006,25(1):27–34. (XU Zongxue, ZHANG Nan. Long-term trend of precipitation in the Yellow River basin during the past 50 years [J]. Geographical Research, 2006,25(1):27–34. (in Chinese))
- [10] 肖义,唐少华,陈华,等. 湘江流域 1960–2008 年降水气温变化趋势分析[J]. 人民长江, 2013,44(3):10–12. (XIAO Yi, TANG Shaohua, CHEN Hua, et al. Temporal and spatial trends of precipitation and temperature from 1960 to 2008 in Xiangjiang River basin [J]. Yangtze River, 2013,44(3):10–12. (in Chinese))
- [11] 叶柏生,李翀,杨大庆,等. 我国过去 50a 来降水变化趋势及其对水资源的影响(1):年系列[J]. 冰川冻土, 2004,26(5):588–594. (YE Baisheng, LI Chong, YANG Daqing, et al. Variation trend of precipitation and its impact on water resources in China during last 50 years(I): annual variation[J]. Journal of Glaciology and Geocryology, 2004,26(5):588–594. (in Chinese))
- [12] 罗律,张广存,吴俊宁. 1965–2010 年广东北江流域汛期降雨量的气候特征分析[J]. 广东气象, 2012,34(3):13–15. (LUO Lv, ZHANG Guangcun, WU Junning. The analysis of meteorological characteristics of precipitation during the flood season from 1965 to 2010 in Beijiang River basin [J]. Guangdong Meteorology, 2012,34(3):13–15. (in Chinese))
- [13] 刘德地,陈晓宏. 一种北江流域年降雨量的权马尔可夫链预测模型[J]. 水文, 2006,26(6):23–26. (LIU Dedi, CHEN Xiaohong. Annual precipitation forecasting based on the weighted markov chain in Beijiang River basin [J]. Journal of Chinese Hydrology, 2006,26(6):23–26. (in Chinese))
- [14] 李艳,陈晓宏,王兆礼. 人类活动对北江流域径流系列变化的影响初探[J]. 自然资源学报, 2006,21(6):910–915. (LI Yan, CHEN Xiaohong, WANG Zhaoli. A tentative discussion on the impact of human activities on the variability of runoff series of the Beijiang River basin [J]. Journal of Natural Resources, 2006,21(6):910–915. (in Chinese))
- [15] Mann, H.B. Nonparametric tests against trend [J]. *Econometrica*, 1945,13(3):245–259.
- [16] Kendall, M.G.. Rank Correlation Methods [M]. Griffin, London, 1975.
- [17] Yue S, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series [J]. *Hydrological Process*, 2002,16:1807–1829.
- [18] Fateh Chebana, Taha B.M.J. Ouarda, Thuy Chinh Duong. Testing for multivariate trends in hydrologic frequency analysis [J]. *Journal of Hydrology*, 2002,486:519–530.
- [19] Dietz, E.J., Killeen, et al. A Nonparametric multivariate test for monotone trend with pharmaceutical applications [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1981,76:169–174.
- [20] Hirsh, R.M., Slack, et al. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence [J]. *Water Resources Research*, 1984,20:727–732. <http://dx.doi.org/10.1029/WR020i006p00727>.
- [21] Lettenmaier, D.P.. Multivariate nonparametric tests for trend in water quality [J]. *Journal of the American Water Resources Association*, 1988,24(3):505–512.
- [22] Johnson, N.L., Kotz, S.. Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions[M]. Wiley, New York, 1972.
- [23] Smith, E.P., Rheem, S., Holtzman, et al. Multivariate Assessment of Trend on Environmental Variables [M]. *Multivariate Environmental Statistics*. Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam, 1993:489–507.
- [24] Van Belle, G., Hughes, et al. Nonparametric tests for trend in water quality [J]. *Water Resources Research*, 1984,20:127–136. <http://dx.doi.org/10.1029/WR020i001p00127>.
- [25] Loftis, J.C., Taylor, et al. Multivariate trend testing of lake water quality [J]. *Journal of the American Water Resources Association*, 1991b,27(3):461–473.

## Trend Analysis of Precipitation in Beijiang River Basin Based on Multivariate Mann–Kendall Test

WANG Le<sup>1</sup>, LIU Dedi<sup>1</sup>, LI Tianyuan<sup>1</sup>, WANG Jiasheng<sup>2</sup>, LI Lingyun<sup>2</sup>

(1. State Key Laboratory of Water Resources and Hydropower Engineering Science, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. Yangtze River Scientific Research Institute, Wuhan 430010, China)

**Abstract:** Precipitation is the main source of water resources in the Beijiang River Basin, so studying the changing trend of precipitation is essential to appropriate planning and permanent utilization of water resources. However, the present trend analysis is mainly based on univariate trend test while the multivariate method is rarely applied. Therefore, this paper applied the univariate and multivariate Mann–Kendall trend test method to analyze and obtain the whole trend of the precipitation in the Beijiang River Basin. The input data were extracted from the daily precipitation at 6 representative meteorological stations of the Beijiang River Basin from 1959 to 2009, with the 3 characteristics (the annual precipitation, annual precipitation days and annual peak precipitation) being analyzed specifically. The results indicate that insignificant trend was detected at the stations of Renhua, Shaoguan, Lechang, Lianzhou and Guangning, while significant one detected at Qingyuan station. In the overall trend analysis, multivariate trend test methods can take into account the multiple attributes and characteristics of precipitation, which can better capture the whole precipitation trend of precipitation of the basin.

**Key words:** precipitation; multivariate trend analysis; Mann–Kendall test; Beijiang River Basin