

DOI:10.3876/j.issn.1000-1980.2017.01.003

长江上游时空相关气候要素的区域趋势诊断

王文鹏^{1,2}, 陈元芳¹, 刘波¹

(1. 河海大学水文水资源学院, 江苏 南京 210098; 2. 河海大学计算机与信息学院, 江苏 南京 210098)

摘要: 构建融合时空相关性的区域 Spearman 秩次相关检验方法, 诊断长江上游 CRU 数据集中年降水量、年平均气温和年潜在蒸散发量在各子流域的区域变化趋势。结果表明: 各气候要素均表现出明显的正向空间(互)相关性, 气温和蒸散发还呈现出正向高阶时间(自)相关性, 2 种因素都会导致区域趋势显著性被高估。若忽略该影响, 则判断上游各子流域均发生了显著气候变化。新方法有效削减了时空相关性的影响, 发现近百年来上游气候变化趋势尚不显著, 降水仅在金沙江区显著增加, 在川江流域略有减少, 气温和蒸散发在 1960 年以后才显著上升。研究结果表明考虑时空相关性对减少趋势误判起着重要作用。

关键词: 长江上游气候要素; 区域趋势检验; Spearman 检验; 自相关性; 互相关性

中图分类号: P333.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-1980(2017)01-0014-08

Regional climatic trend analysis in upper Yangtze River with consideration of both temporal and spatial correlation

WANG Wenpeng^{1,2}, CHEN Yuanfang¹, LIU Bo¹

(1. College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing 210098, China;

2. College of Computer and Information, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: A regional average Spearman Rho method that takes into account both temporal and spatial correlation was developed. The method was used to assess regional variation trends of annual precipitation, annual mean air temperature, and annual potential evapotranspiration in each subcatchment in the upper Yangtze River based on the CRU dataset. The results show that the positive spatial cross-correlations between sites are prevalent for each climatic element. The annual mean air temperature and potential evapotranspiration also exhibit positive temporal autocorrelations. Both correlations can lead to overestimation of the significance of regional trends. If the correlations are ignored, it is concluded that a significant climatic variation occurs in each subcatchment in the upper Yangtze River. The new method effectively reduces the effect of temporal and spatial correlation, and concludes that the climatic trends have not been statistically significant over the last century, and that the annual precipitation only significantly increased in the Jinsha River area, whereas it slightly decreased in the Chuanjiang area. Meanwhile, the annual mean air temperature and potential evapotranspiration increased significantly after 1960. The results of the study indicate that consideration of temporal and spatial correlation plays an important role in decreasing trend misjudgment.

Key words: climatic elements in upper Yangtze River; regional trend test; Spearman Rho test; autocorrelation; cross-correlation

全球变暖背景下, 检测气候序列如降水、气温、蒸散发是否存在显著的变化趋势是研究气候变化对水文

收稿日期: 2016-02-23

基金项目: 国家自然科学基金青年基金(41301017); 江苏省普通高校研究生科研创新计划(CXZZ130247)

作者简介: 王文鹏(1983—), 男, 江苏南京人, 博士。主要从事水文水资源不确定性分析研究。E-mail: wangwphhu@163.com

循环影响的重要问题,对趋势分析技术的可靠性提出了更高要求。目前趋势诊断主要采用 Mann-Kendall (MK) 和 Spearman Rho (SR) 等非参数检验方法。该类方法只要求待检序列在相邻时间截口彼此独立,不要求序列服从正态分布,对具有偏态特性的气候、水文数据有良好的适用性。然而,许多研究发现当数据不满足独立性条件、存在正向的时间(自)相关特性时,显著趋势检出的概率会被放大。为了减少因自相关性引起的趋势误判,最直接的处理技术就是将自相关成分从原始序列中剔除,即预置白方法 (pre-whitening, PW)^[1]。在去除自相关成分之前事先剔除趋势成分,即为去趋势预置白方法 (trend-free pre-whitening, TF-PW)^[2]。章诞武等^[3]采用标准 MK 和 2 类预置白方法分析我国 317 个气象站的观测资料,发现各方法的发展趋势检验结果差异明显。例如,年平均气温在全国有 63.4% 的气象站点检测结果不同。可见,考虑自相关性影响对正确评估趋势显著性至关重要。

预置白方法要预先识别序列的自相关结构,从原始序列中剔除错误的自相关结构也会引起趋势误判^[4]。为此,Hamed 等^[5]和 Wang 等^[6]相继提出了 MK 和 SR 统计量方差校正方法 (variance correction, VC)。该方法仅需估计序列的各阶自相关系数,无需识别自相关结构的形式,特别适合处理高阶自相关序列。该方法对我国气象资料的适用性研究还很少。

为了解流域尺度的气候变化特征,常构造区域统计量检验气候、水文要素的区域变化趋势。与自相关性的影响类似,站点序列间存在正向的空间(互)相关性也会放大区域趋势的显著性。基于统计量方差校正的思路,Douglas 等^[7]构建了考虑互相关性影响的区域平均 MK 统计量,用于检验美国 9 个水文分区的洪水和枯水变化趋势。Yue 等^[8]将自相关系数融合到区域 MK 统计量中,以进一步减少误判概率,并检验了加拿大 10 个气候分区的年径流变化趋势。在我国还较少运用区域统计量分析气候要素的趋势变化特征。

笔者以长江上游为研究区,构建能够考虑自、互相关性影响的区域 Spearman 秩次相关检验统计量,分析长江上游各子流域的年降水量、平均气温和潜在蒸散发量的趋势显著性,以丰富对该地区气候变化特征的认识。考虑到长序列观测记录有利于提高趋势分析结论的可靠性,分析对象采用东英格兰大学气候研究中心发布的最新一期 CRU TS3.22 月值数据集^[9],时间范围覆盖 1901—2011 年。已有研究表明,CRU 数据集表现出与我国地面观测资料比较一致的降水、气温的年际变化及空间分布,可以用于刻画我国气候要素的长期变化过程^[10]。

1 研究区域与数据

长江上游介于 90°E ~ 112°E、24°N ~ 36°N 之间(图 1),海拔差异大,气候分界明显。江源至宜宾段的金沙江流域(包括雅砻江)属于高原气候区,气温和降水量由上游至下游、由西北向东南递增。宜宾至宜昌段干支流称川江,属于亚热带季风气候区,湿润多雨,是长江中下游洪水的主要来源之一。川江流域根据水系特征还可细分为岷沱江区、嘉陵江区、乌江区和上游干流区。

本文采用的实测气象数据来源于中国地面气候资料月值数据集^[11](1960—2011 年),覆盖长江上游 75 个基本地面气象观测站。CRU TS3.22 月值数据集的空间分辨率为 0.5°,覆盖长江上游共计 372 个网格。CRU 数据集除涉及降水、平均气温等基本气候要素,还根据彭曼公式生成了潜在蒸散发量。为校正 CRU 数据集与实际观测场的偏差,使用反距离加权法^[12]将实测气象站数据插值到 0.5°网格。

2 趋势检验方法

2.1 标准 Spearman 秩次相关检验

对独立同分布的随机序列 $X_i = x_1, x_2, \dots, x_n$, 定义 Spearman 秩次相关系数为

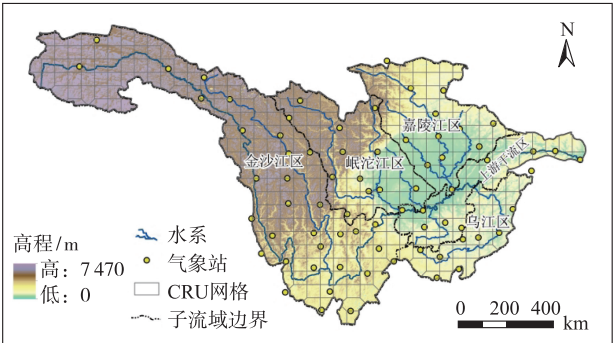


图 1 长江上游流域分区及气象站、CRU 网格中心点分布
Fig. 1 Distribution of catchment division, meteorological stations, and CRU grid centers in upper Yangtze River

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R_i - i)^2}{n(n^2 - 1)} \tag{1}$$

式中： R_i —— x_i 的秩,即 x_i 在序列 X_i 由小到大排序中的位置; n ——样本容量; ρ ——秩序列与时间升序之间的线性相关系数, $\rho > 0$ 表示序列 X_i 可能存在上升趋势,反之亦然。

当 n 足够大时, ρ 近似服从正态分布。不考虑序列中存在等值数据点的情况,其均值 $E(\rho) = 0$, 方差 $\text{var}(\rho) = 1/(n - 1)$ 。从而可以构造 Spearman 秩次相关检验统计量 $Z_{\text{SR}} = \rho/\text{var}(\rho)^{0.5}$, Z_{SR} 服从标准正态分布。在显著性水平 α 下,若 $|Z_{\text{SR}}| > Z_{(1-\alpha/2)}$, 则拒绝序列平稳的原假设,认为 X_i 存在显著上升或下降趋势。其中, $Z_{(1-\alpha/2)}$ 是标准正态分布在累积概率超过 $1 - \alpha/2$ 时的取值。

2.2 时间相关序列的 Spearman 检验

当序列不满足独立性条件时,已有研究发现正、负时间(自)相关性会分别增大和缩减趋势检出的概率。为了削减该影响,需要校正秩次相关系数的方差:

$$\text{var}_s(\rho) = \frac{n}{n^*} \text{var}(\rho) = \eta_s \text{var}(\rho) \tag{2}$$

其中

$$\eta_s = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_R(i)$$
$$r_R(i) = \frac{6}{\pi} \arcsin \left[\frac{r(i)}{2} \right]$$

式中: n^* ——有效样本容量,自相关性越强烈则 n^* 取值越小; η_s ——由自相关性引起的方差校正系数(Wang 等^[6]通过统计试验证明,采用经验公式计算的 η_s 与理论推导结果相当接近); $r_R(i)$ ——秩序列的自相关系数,可由 X_i 的样本自相关系数 $r(i)$ 算得(Yue 等^[2]建议从去趋势序列中估计 $r(i)$)。

至此,可构造基于方差校正的 Spearman 秩次相关检验(variance correction Spearman Rho,VC-SR)统计量:

$$Z_{\text{S,VC SR}} = \frac{Z_{\text{SR}}}{\sqrt{\eta_s}} \tag{3}$$

该统计量适用于时间(自)相关气候和水文序列的趋势检验。

2.3 时空相关区域的 Spearman 检验

对包含 m 个独立测站的区域,可定义区域平均 Spearman 秩次相关系数为

$$\bar{\rho} = \frac{\sum_{k=1}^m \rho_k}{m} \tag{4}$$

根据正态分布的性质,可知 $\bar{\rho}$ 亦服从正态分布,且有均值 $E(\bar{\rho}) = 0$, 方差 $\text{var}(\bar{\rho}) = \text{var}(\rho)/m$ 。从而可构造区域平均 Spearman 秩次相关检验(regional average Spearman Rho,RASR)统计量:

$$\bar{Z} = \frac{\bar{\rho}}{\text{var}(\bar{\rho})^{0.5}} \tag{5}$$

当 m 个测站的观测序列间彼此相关时,正、负空间(互)相关性也会分别增大和缩减区域趋势检出的概率。此时,需要校正 RASR 统计量的方差:

$$\text{var}_c(\bar{\rho}) = \frac{m}{m^*} \text{var}(\bar{\rho}) = \eta_c \text{var}(\bar{\rho}) \tag{6}$$

式中: m^* ——有效站点容量,互相关性越强烈则 m^* 取值越小; η_c ——由互相关性引起的方差校正系数。

Douglas 等^[7]推导出 η_c 的计算公式为

$$\eta_c = 1 + \frac{2}{m} \sum_{k=1}^{m-1} \sum_{l=1}^{m-k} r_c(k,k+l) \tag{7}$$

式中: $r_c(k, k + l)$ —— 站点 k 与站点 l 的观测序列之间的相关系数。

至此,可构造考虑站点序列间互相关性影响的 RASR 统计量:

$$\bar{Z}_c = \frac{\bar{Z}}{\sqrt{\eta_c}} \tag{8}$$

当单站序列非独立时,Yue 等^[8]进一步修正方差校正系数为

$$\eta_{sc} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \eta_{s,k} + \frac{2}{m} \sum_{k=1}^{m-1} \sum_{l=1}^{m-k} r_c(k, k + l) \sqrt{\eta_{s,k} \eta_{s,k+l}} \tag{9}$$

式中: η_{sc} —— 各站点的自相关性及站点序列间的互相关性共同作用引起的方差校正系数。

相应地,RASR 统计量可修正为

$$\bar{Z}_{sc} = \frac{\bar{Z}}{\sqrt{\eta_{sc}}} \tag{10}$$

该统计量适用于同时考虑自、互相关性影响的区域趋势检验。需要说明的是, η_c 与 η_{sc} 的计算式(式(7)与(9))最早用于修正区域平均 MK 统计量的方差。考虑到 2 种趋势检验方法 SR 与 MK 具有相似的理论基础和检验能力^[13],将其移用至 RASR 统计量方差的校正是合理的。

3 结果与讨论

3.1 CRU 数据集的偏差校正

尽管 CRU 数据集与我国气象观测场的一致性较好,但具体到长江上游,还是存在一定差距。对比 1960—2011 年 CRU 数据与同期观测数据的多年均值(图 2),可见 CRU 的年降水量在岷江中游的降水高值区偏低 200 ~ 600 mm,在金沙江下段部分地区偏高 200 mm 以上。CRU 的年平均气温在四川盆地西南存在一个较大范围的偏高区域,最大偏差达到 5.8℃;在金沙江区 30°N ~ 33°N 之间存在一个偏低区域,最大偏差为 -9.3℃。CRU 的年潜在蒸散发量普遍偏低 100 mm 以上,特别是在江源地区和金沙江下段的部分区域,偏低程度达到 400 mm 以上。

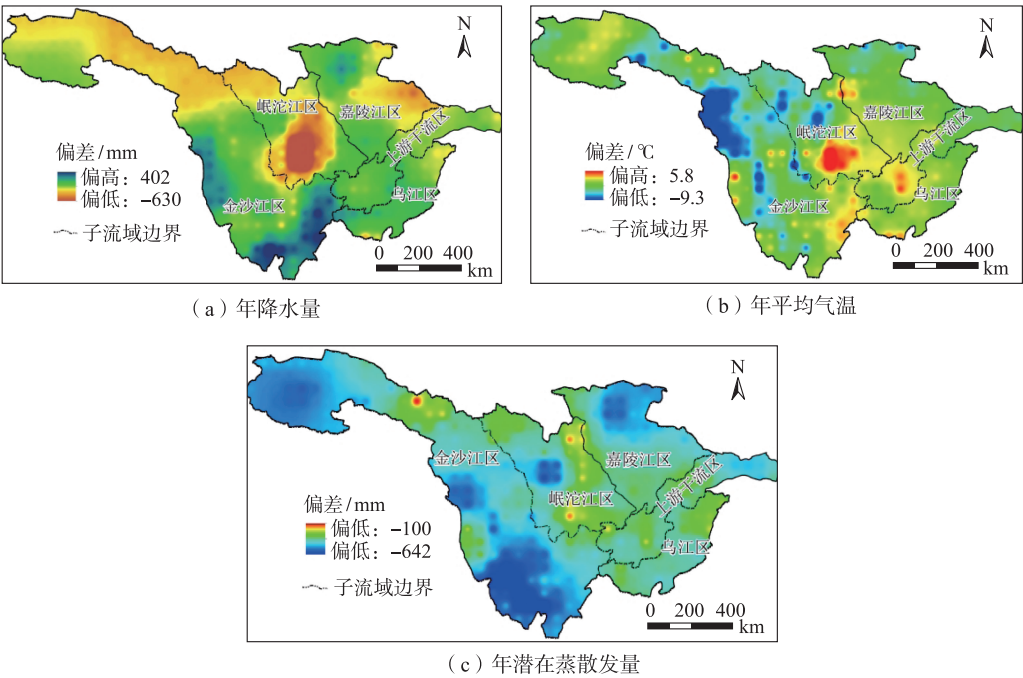


图 2 1960—2011 年 CRU 数据集与同期观测数据多年均值的偏差分布

Fig. 2 Distribution of biases between CRU data and annual means of observations in period from 1960 to 2011 between sites for three climatic variables

采用融合多时间尺度的嵌套校正方案校正 CRU 数据的均值偏差^[14],即先校正各月 CRU 数据的均值及邻月间相关系数,统计至年尺度后进一步校正剩余的多年均值偏差,最后将年尺度偏差校正量反馈回各月。为客观评价校正结果,将观测期划分为率定期(1986—2011 年)和验证期(1960—1985 年)。验证期的 CRU 数据采用率定期的均值偏差进行校正。如表 1 所示,校正后的 CRU 数据与观测数据十分接近。对各气候要素分别统计 372 个网格的平均相对误差,结果表明,最大偏差仅为-2.7%。

表 1 验证期(1960—1985 年)偏差校正前后的 CRU 数据与同期观测数据对比
Table 1 Comparison of observations and CRU data before and after bias correction during validation period (1960 to 1985)

分析序列	年降水量		年平均气温		年潜在蒸散发	
	均方根误差/mm	相对误差/%	均方根误差/℃	相对误差/%	均方根误差/mm	相对误差/%
原始 CRU 数据	140.7	-7.2	3.1	-11.1	330.2	-27.9
校正 CRU 数据	34.6	-0.5	0.3	0.7	52.1	-2.7

3.2 CRU 数据集的时空相关性

开展趋势分析前,先分别计算 372 个网格数据中年降水量、年平均气温和年潜在蒸散发量的原始自相关系数和去趋势自相关系数,并绘制经验累积频率曲线,考察各气候要素的自相关特性。如图 3(a)(b)(c)所示,年降水量的自相关显著性站点最少,仅有不足 8% 的站点呈现显著的正自相关性。其他 2 项要素均表现出明显的正自相关性,即几乎所有站点的原始一阶自相关系数和去趋势前 2 阶自相关系数都超过了显著性检验的容许上限 0.18。年平均气温的去趋势前 2 阶自相关系数的面平均值分别为 0.53 与 0.41,年潜在蒸散发量的去趋势前 2 阶自相关系数的面平均值则分别达到 0.43 与 0.35。另外,与 Yue 等^[2]统计试验结果一致,趋势成分确实会增大 $r(1)$ 估计值,这解释了在估计 $r(i)$ 之前须先去线性趋势成分的原因。

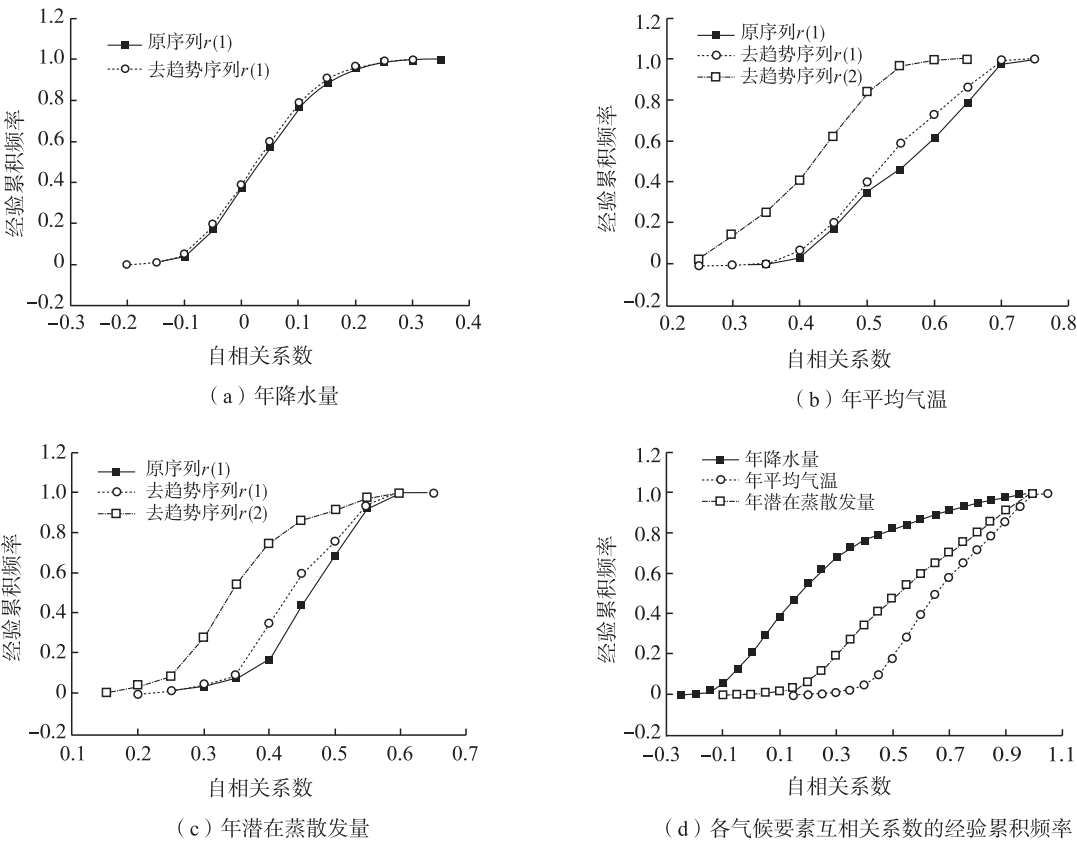


图 3 各气候要素的自相关系数和站点序列间互相关系数的经验累积频率分布

Fig. 3 Empirical cumulative frequency distributions of autocorrelation coefficients and cross-correlation coefficients between sites for three climatic variables

继而分析各网格数据的互相关系数,结果(图3(d))表明,年平均气温的互相关性最强,其次是年潜在蒸散发量,年降水量最小。各气候要素的互相关系数分布的均值依次为0.67、0.53和0.23。由此可见,CRU数据集存在相当显著的时空相关性,而且以正向为主。忽略该影响,将会明显高估站点观测序列或整个区域的趋势显著性,导致趋势误判。

3.3 考虑时间相关性影响的站点趋势检验

分别采用标准SR方法、2种预置白方法PW-SR与TFPW-SR,以及统计量方差校正方法VC-SR,对372个网格的观测序列进行趋势检验。在0.05显著性水平下,上述4种方法检出的具有显著趋势变化的站点比例,以及线性倾向率呈上升和下降趋势变化的站点比例在表2中列出。

表2 不同趋势诊断方法检测出的呈上升和下降变化的站点比例

Table 2 Percentage of sites with upward and downward trends obtained from different trend analysis methods %						
趋势诊断方法	年降水量站点比例		年平均气温站点比例		年潜在蒸散发站点比例	
	上升	下降	上升	下降	上升	下降
线性倾向率	38.7	61.3	95.2	4.8	91.4	8.6
SR	19.1	0.3	43.3	0	50.0	1.1
TFPW-SR	15.1	0.3	52.4	0	52.4	1.9
PW-SR	18.3	0	12.4	0	16.4	0
VC-SR	18.8	0.3	0	0	7.8	0

就年降水量而言,线性倾向率以下降趋势的站点为主,但呈显著下降变化的站点几乎没有。不同方法检出的呈显著上升变化趋势的站点比例在15.1%~19.1%之间,差异较小。就年平均气温而言,大部分站点的线性倾向率呈现上升趋势,但受到自相关性的影响,不同趋势检验方法的结果相差很大。其中,TFPW-SR与SR方法接近,检出43.3%~52.4%的站点呈现显著上升趋势;VC-SR方法最为严格,认为所有站点的趋势变化均不显著;PW-SR方法介于两者之间。年潜在蒸散发量的情况与年平均气温类似,SR方法检出50%的站点呈显著上升趋势,而VC-SR方法的检出率降至7.8%。

实例分析结果说明,TFPW方法使用与否对检验结果影响不大。近年来关于TFPW检验性能的研究成果也表明^[15-16],TFPW处理自相关性影响的能力有限,对于正自相关序列,其显著趋势检出率甚至高于标准SR方法。PW和VC方法使用效果明显,正自相关序列的趋势检出率显著降低。在本例中,由于年平均气温和潜在蒸散发量的自相关结构都明显超过一阶,而VC方法能有效削减高阶自相关性引起的趋势误判,因此其趋势检出率较PW方法更低,对自相关性影响的处理更为彻底。

3.4 考虑时空相关性影响的区域趋势检验

考虑正向的时空相关性影响能明显降低被高估的区域趋势显著性。如表3所示,原始的区域平均统计量 $\bar{Z}$ 指示所有流域分区的各气候要素均发生显著变化。随着逐步引入空间和时间相关性因素,修正后的区域统计量 $\bar{Z}_c$ 与 $\bar{Z}_{sc}$ 明显降低。具体而言,同时考虑时空相关性影响后,仅在金沙江区检测出年降水量显著上升,川江各子流域降水略有减少,两者互补后全流域降水略有增加。年平均气温和潜在蒸散发量在各子流域均略有增加,但上升趋势不显著。

表3 时空相关性考虑前后区域趋势检验统计量的变化(1901—2011年)

Table 3 Comparison of regional trend detection statistics before and after consideration of effect of temporal and spatial correlation (1901 to 2011)

流域分区	年降水量			年平均气温			年潜在蒸散发		
	未考虑时空 相关 $\bar{Z}$	考虑空间 相关 $\bar{Z}_c$	考虑时空 相关 $\bar{Z}_{sc}$	未考虑时空 相关 $\bar{Z}$	考虑空间 相关 $\bar{Z}_c$	考虑时空 相关 $\bar{Z}_{sc}$	未考虑时空 相关 $\bar{Z}$	考虑空间 相关 $\bar{Z}_c$	考虑时空 相关 $\bar{Z}_{sc}$
金沙江区	17.62*	2.29*	2.27*	32.85*	2.89*	1.17	25.20*	2.35*	1.15
岷沱江	-5.35*	-0.96	-0.90	8.72*	1.24	0.45	15.42*	2.29*	0.95
嘉陵江区	-6.82*	-1.17	-1.16	17.31*	2.09*	0.79	11.29*	1.53	0.77
乌江区	-4.33*	-0.93	-0.93	4.10*	0.83	0.39	14.10*	2.84*	1.68
上游干流区	-2.61*	-0.51	-0.51	6.03*	0.97	0.40	8.63*	1.45	0.79
全流域	5.01*	0.55	0.54	36.43*	2.32*	0.92	35.02*	2.49*	1.22

注: * 表示区域统计量通过了置信概率为95%的趋势检验。

时空相关性对区域趋势检验的影响还可以观察有效样本容量 n^* (见式(2))与有效站点容量 m^* (见式(6))在不同时段的取值变化。如表 4 所示,年降水量序列的自相关性较弱,因此 n^* 与原始样本容量 n 差距不大;而年平均气温与潜在蒸散发序列的自相关性较强,在近 31 a 与 51 a 序列, n^* 约为原始样本容量的 70%,在近 111 a 序列,占比更是降至约 20%。可见自相关性影响的强弱与分析时长有关。相比之下,互相关性的影响较稳定,年降水量 m^* 取值 4 或 5,年平均气温与潜在蒸散发序列的 m^* 取值均为 2。上述结果表明区域趋势检验所面临的挑战:一方面,如果不考虑站点序列间的空间相关性,而只增加分析站点数目,对扩充区域趋势检验的站点信息量贡献不大;另一方面,随着自相关序列的样本容量增加,高阶自相关性得以显现,有效的独立样本信息可能有所减少。因此,分析站点数目并非越多越好,应根据互相关特性削减重复信息量,分析长序列数据也要考察其自相关特性,在此基础上才能得出区域趋势显著性的正确判断。

表 4 不同分析时段有效样本容量与有效站点容量的变化
Table 4 Effective sample sizes and effective number of sites for different study periods

气候要素	近 111 a(1901—2011 年)			近 51 a(1961—2011 年)			近 31 a(1981—2011 年)		
	n^* /个	n' /%	m^* /个	n^* /个	n' /%	m^* /个	n^* /个	n' /%	m^* /个
年降水量	107	97	4	51	100	5	31	100	5
年平均气温	17	16	2	35	69	2	22	70	2
年潜在蒸散发	26	24	2	36	71	2	22	73	2

注: n' 表示有效样本容量占原始样本容量的百分比, $n' = n^* / n \times 100\%$ 。

不同分析时段的区域趋势检验结果如表 5 所示。在大部分子流域,各气候要素近 51 a 与 31 a 的趋势变化方向与近 111 a 的方向基本一致,并伴随着趋势变化显著性的增强。就全流域而言,年平均气温和潜在蒸散发量持续上升,在近 51 a 与 31 a 都通过了置信概率为 95% 的上升趋势检验;年降水量在金沙江区的增加趋势有所减缓,而在其他子流域的减少趋势有所增强,2 种变化互补导致全流域的年降水量由增多转变为减少。总体而言,近百年来长江上游主要气候要素的变化趋势尚不显著;但近三五十年来,降水略有减少并伴随升温 and 潜在蒸散发量的显著增加,气候条件愈发干燥,该变化可能和人类活动一起加剧了上游出口宜昌站年径流量的减少^[17]。

表 5 不同分析时段的区域趋势检验统计量
Table 5 Regional trend detection statistics for different study periods

流域分区	年降水量			年平均气温			年潜在蒸散发		
	近 111 a	近 51 a	近 31 a	近 111 a	近 51 a	近 31 a	近 111 a	近 51 a	近 31 a
金沙江区	2.27*	1.79	1.33	1.17	4.53*	3.34*	1.15	1.97*	1.60
岷沱江	-0.90	-1.31	-1.44	0.45	2.38*	2.31*	0.95	1.82	2.68*
嘉陵江区	-1.16	-1.61	-1.59	0.79	2.68*	1.95	0.77	2.10*	1.92
乌江区	-0.93	-1.61	-0.14	0.39	1.12	-0.21	1.68	2.55*	1.40
上游干流区	-0.51	-1.43	-0.53	0.40	2.19*	1.93	0.79	1.68	1.84
全流域	0.54	-0.18	-0.11	0.92	3.64*	2.82*	1.22	2.47*	2.38*

注: * 表示区域统计量通过了置信概率为 95% 的趋势检验。

4 结 论

- a. 分析长江上游经均值偏差校正后的 CRU 数据集,发现年平均气温和潜在蒸散发量序列均表现出明显的正向高阶自相关特性。常用的预置白类方法,若只去除一阶自相关成分,不足以有效削减被高估的显著趋势检出率。其中,TFPW-SR 的趋势检出率甚至高于标准 SR 检验结果,不推荐采用。VC-SR 检验能明显降低趋势检出率,处理高阶自相关成分对趋势检验的影响更有效。
- b. 气温和潜在蒸散发在站点序列间还表现出明显的正向互相关特性,会导致高估区域趋势的显著性。通过构建同时考虑自、互相关性影响的区域 Spearman 秩次相关检验统计量,可以有效降低区域趋势误判,适用于处理时空相关气候要素的区域趋势诊断问题。

c. 长江上游区域气候变化趋势的分析结果表明:近百年来全流域年降水量变化不显著,但空间差异明显,在金沙江区显著增加,在川江流域略有减少;年平均气温和潜在蒸散发量呈上升趋势,特别是在1960年以后上升趋势显著。这解释了近年来长江上游年径流量减少的气候背景。关于气候变化对径流减少的定量贡献是值得进一步开展的研究工作。

参考文献:

- [1] von STORCH H, NAVARRA A. Analysis of climate variability: applications of statistical techniques[M]. Berlin: Springer-Verlag, 1995: 11-26.
- [2] YUE Sheng, PILON P, PHINNEY B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series[J]. Hydrological Processes, 2002, 16(9): 1807-1829.
- [3] 章诞武, 丛振涛, 倪广恒. 基于中国气象资料的趋势检验方法对比分析[J]. 水科学进展, 2013, 24(4): 490-496. (ZHANG Danwu, CONG Zhentao, NI Guangheng. Comparison of three Mann-Kendall methods based on the meteorological data in China[J]. Advances in Water Science, 2013, 24(4): 490-496. (in Chinese))
- [4] HAMED K H. Enhancing the effectiveness of prewhitening in trend analysis of hydrologic data[J]. Journal of Hydrology, 2009, 368(1/2/3/4): 143-155.
- [5] HAMED K H, RAO A R. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data[J]. Journal of Hydrology, 1998, 204(1/2/3/4): 182-196.
- [6] WANG Wenpeng, CHEN Yuanfang, BECKER S, et al. Linear trend detection in serially dependent hydrometeorological data based on a variance correction Spearman Rho method[J]. Water, 2015, 7(12): 7045-7065.
- [7] DOUGLAS E M, VOGEL R M, KROLL C N. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation[J]. Journal of Hydrology, 2000, 240(1/2): 90-105.
- [8] YUE Sheng, WANG Chun Y. Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation[J]. International Journal of Climatology, 2002, 22(8): 933-946.
- [9] HARRIS I, JONES P D, OSBORN T J, et al. Updated high-resolution grids of monthly climatic observations-the CRU TS3. 10 Dataset[J]. International Journal of Climatology, 2014, 34(3): 623-642.
- [10] 闻新宇, 王绍武, 朱锦红, 等. 英国 CRU 高分辨率格点资料揭示的 20 世纪中国气候变化[J]. 大气科学, 2006, 30(5): 894-904. (WEN Xinyu, WANG Shaowu, ZHU Jinhong, et al. An overview of China climate change over the 20th century using UK UEA/CRU high resolution grid data[J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 2006, 30(5): 894-904. (in Chinese))
- [11] 中国气象局气象数据中心. 中国地面气候资料月值数据集[EB/OL]. [2014-10-30]. <http://data.cma.cn>.
- [12] 方书敏, 钱正堂, 李远平. 甘肃省降水的空间内插方法比较[J]. 干旱区资源与环境, 2005, 19(3): 47-50. (FANG Shumin, QIAN Zhengtang, LI Yuanpin. Comparison of four precipitation spatial interpolation methods in Gansu[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2005, 19(3): 47-50. (in Chinese))
- [13] YUE Sheng, PILON P, CAVADIAS G. Power of the Mann-Kendall and Spearman's Rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series[J]. International Journal of Climatology, 2002, 22(8): 933-946.
- [14] OJHA R, KUMAR D N, SHARMA A, et al. Assessing severe drought and wet events over India in a future climate using a Nested Bias-Correction approach[J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2013, 18(7): 760-772.
- [15] WANG Wenpeng, CHEN Yuanfang, BECKER S, et al. Variance correction prewhitening method for trend detection in autocorrelated data[J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2015, 20(12): 04015033.
- [16] SERINALDI F, KILSBY C. The importance of prewhitening in change point analysis under persistence[J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2016, 30(2): 763-777.
- [17] 张远东, 魏加华. 长江上游径流变化及其对三峡工程的影响研究[J]. 地学前缘, 2010, 17(6): 263-270. (ZHANG Yuandong, WEI Jiahua. Analysis of runoff variation in the upper Yangtze River and its impact on the Three Gorges Project[J]. Earth Science Frontiers, 2010, 17(6): 263-270. (in Chinese))