基于相关分析的水文趋势变异分级原理及验证

赵羽西¹, 谢平^{1,2}, 桑燕芳^{3*}, 顾海挺¹, 吴子怡¹, 雷旭¹

1. 武汉大学水资源与水电工程科学国家重点实验室, 武汉 430072;

2. 国家领土主权与海洋权益协同创新中心, 武汉 430072;

3. 中国科学院陆地水循环及地表过程重点实验室, 北京 100101

* 联系人, E-mail: sangyf@igsrr.ac.cn

2017-03-24 收稿, 2017-05-24 修回, 2017-05-31 接受, 2017-08-22 网络版发表

国家自然科学基金(91547205, 51579181, 91647110)、中国科学院地理科学与资源研究所秉维优秀青年人才计划、中国科学院青年创新促进会(2017074)和湖南省水利科技项目(湘水科计[2015]13-21)资助

摘要 趋势变化是水文过程变异十分重要的表征, 目前研究主要侧重于趋势识别方法的改进、比较及实例运用, 但针对趋势变异程度分级等研究十分缺乏. 为此, 提出了一种水文序列趋势变异识别与程度分级的方法. 该方法通过计算水文序列和时序的相关系数值, 将趋势变异程度划分为无变异、弱变异、中变异、强变异及巨变异. 通过推导相关系数与趋势斜率之间的公式, 说明两者的正相关关系. 统计试验验证了公式的合理性, 并说明了序列均值和变差系数对相关系数值的影响. 将该方法应用于西江高要站不同时间尺度的平均水位序列进行趋势变异程度分级, 引入权重概念分析了各尺度平均水位趋势变异之间的联系. 结果表明高要站各尺度平均水位序列均呈下降趋势, 但趋势变异程度存在差异; 权重较大时期平均水位的趋势变异程度对整体趋势变异程度影响更大, 结合物理成因分析验证了结果的合理性与所提方法的有效性, 因此将有助于定量评估气候变化和人类活动对水文过程的影响.

关键词 水文变异, 趋势识别, 相关系数, 变异分级, 显著水平, 检测与归因

水文分析与计算的前提是要求序列具有一致性, 即在计算时间内要求产生水文时间序列的气候、下垫面产汇流条件应基本相同. 然而, 近几十年在气候变化和人类活动综合影响下, 水文序列的形成条件发生了改变, 其分布形式和分布参数(均值、变差系数、偏态系数等)也随之发生显著变化^[1]. 这种非一致性的水文序列在统计意义上被称为水文变异^[2]. 水文序列一般由随机成分和确定成分组成^[3], 随机成分的统计规律在计算时间内通常保持一致. 因此, 水文变异主要考虑跳跃、趋势、周期等确定成分是否发生变异. 其中, 趋势变异是水文变异研究重点关注的科学问题之一, 主要是指序列均值、变差系数、偏态系数等

不再保持一致性, 而是随着时间近似地以线性(或非线性)趋势形式发展. 研究趋势变异对准确理解和认识气候变化以及水文过程的变异程度具有重要的理论意义, 且对开展气候变化影响定量评估、旱涝灾害防治、水资源规划管理等问题具有重要的实际应用价值.

20世纪70年代以来, 大量趋势识别方法不断引入水文学研究, 包括滑动平均法、Mann-Kendall检验^[4,5]、Spearman秩相关检验法^[6,7]、最小二乘法^[8]、Sen's斜率估计法、学生 t 检验法等. 其中, 非参数假设检验方法无需序列满足正态分布条件^[9], 因此得到更广泛的应用. 近年来随着计算能力提升, 自助法取样

引用格式: 赵羽西, 谢平, 桑燕芳, 等. 基于相关分析的水文趋势变异分级原理及验证. 科学通报, 2017, 62: 3089–3097

Zhao Y X, Xie P, Sang Y F, et al. Principle of correlation coefficient-based classification of hydrological trend and its verification (in Chinese). Chin Sci Bull, 2017, 62: 3089–3097, doi: 10.1360/N972016-01369

(Boot-strapping)也与常规方法联合使用进行趋势识别研究^[10,11]。但如何准确地检测水文序列的趋势,仍是目前科学研究的热点和难点。不同的统计方法对数据往往有不同的假设要求^[9](如序列的分布形式、同质性等)。当实测水文数据不满足其假设条件和要求时,趋势识别结果会出现一定的偏差^[12]。此外,序列的自相关特性和含有的异常值等,也会影响各方法分析结果的合理性^[13]。针对上述难点问题,许多研究对比了不同方法用于趋势识别时的性能^[10,14],也尝试进行方法改进与创新^[15,16],并在许多流域和地区进行了广泛应用^[17~21]。结合目前研究现状可以看出,常用趋势识别方法的性能存在很大差别,且相关研究主要侧重于趋势识别方法的改进、比较以及实例运用。然而,针对水文过程趋势变异程度的分级等研究十分缺乏。常用的非参数检验方法只能判定时间序列趋势显著与否,但不能量化趋势变异程度的大小;其他一些方法(如最小二乘法 and Sen's 斜率估计法)可以描述趋势的斜率,但未能利用斜率对趋势变异程度进行等级定量划分,且斜率取值范围过大也不利于趋势变异程度分级。

目前有些方法可以对时间序列的变异及程度进行整体识别与检验^[22,23],但无法判断序列的具体变异形式(趋势、跳跃、周期等)。相比而言,相关系数可以很好地表征两个序列的线性相关程度^[3],相关系数数值越大,表明两序列间的线性关系越明显;且相关系数的理论取值范围为 ± 1 ,也便于变异等级划分。基于相关系数的上述特点,谢平等^[24]提出了基于相关系数的水文趋势变异分级方法。该方法通过计算水文序列和时序的相关系数,可以识别与检验水文序列趋势变异并将变异程度进行分级。然而,该方法只是初步提及水文序列和时序的相关系数与趋势显著性有关,并未深入探讨方法的合理性以及其他因素的影响。为此,本文拟通过推导相关系数和序列趋势斜率的关系,详细阐明该分级方法的基本原理,并通过统计试验与实例分析,验证该分级方法的合理性。

1 水文序列趋势变异分级方法及原理

1.1 趋势变异分级方法

计算水文序列 x_t 和其时序 t 之间的相关系数 r 时,当 $|r|=1$,表明序列 x_t 和时序 t 严格服从线性关系,即二

者完全一致,对应的点距 (x_t, t) 全部落在回归线上,序列按照回归线的走势发展;当 $|r|=0$,则序列 x_t 和时序 t 完全不相相关,此时拟合的回归线平行于 x 轴,序列接近于纯随机序列;当 $0<|r|<1$ 时,序列 x_t 和时序 t 的相关性介于完全相关和零相关之间,且相关性随着 $|r|$ 的增大而增大。 $|r|$ 越大,说明趋势越显著,趋势变异程度越大。因此,谢平等^[24]提出了基于相关系数的水文趋势变异分级方法,将趋势变异程度划分为5个等级:无变异($0\leq|r|<r_\alpha$)、弱变异($r_\alpha\leq|r|<r_\beta$)、中变异($r_\beta\leq|r|<0.6$)、强变异($0.6\leq|r|<0.8$)以及巨变异($0.8\leq|r|<1.0$),依据统计学原理和相关系数检验取值范围,在 $(0, 1)$ 区间内选取显著性水平 α , β 下的相关系数 r_α , r_β 及0.6与0.8作为分级阈值,将序列的趋势变异程度依次划分为无变异、弱变异、中变异、强变异以及巨变异。实际应用时,只需计算出水文序列与时序的相关系数,确定其所属的等级区间,即可判断序列的趋势变异程度。

1.2 趋势变异分级原理

假定水文序列 x_t 含有线性趋势(对于非线性趋势,可通过数学变换将其转化为线性趋势),可采用线性方程进行描述^[25~27]:

$$x_t = a + bt + \eta_t, \quad (1)$$

式中, t 为时序, η_t 为残余随机项。利用最小二乘法求出截距 a 和回归系数 b 的估计值如下:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})(t - \bar{t})}{\sum_{t=1}^n (t - \bar{t})^2}, \quad (2)$$

$$\hat{a} = \bar{x} - \hat{b}\bar{t}, \quad (3)$$

式中, $\bar{t} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n t = \frac{1+n}{2}$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t$ 。

水文序列 x_t 与时序 t 的线性相关程度可由相关系数 r 描述,计算公式为

$$r = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})(t - \bar{t})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^n (t - \bar{t})^2}}. \quad (4)$$

利用式(2)和(4)可以推求出相关系数 r 和参数 b 之间的数学表达式为

$$r = b \frac{\sigma_t}{\sigma_x}, \quad (5)$$

式中, σ_t 为时序的标准差, σ_x 为水文序列的标准差。

为了进一步分析水文序列的标准差 σ_x , 把式(1)中的 a 和 η_t 合并, 将存在趋势项的水文序列表示为线性叠加的形式^[3]:

$$x_t = bt + u_t, \quad (6)$$

式中, u_t 为均值为 a 的水文纯随机成分, 假设其服从 P-III 型分布, 统计参数 $\bar{u}$, C_{vu} 和 C_{su} 不随时间 t 发生变化; bt 为趋势成分. 纯随机成分和趋势成分相对独立, 因此可以将水文序列的方差 σ_x^2 表达为两项方差之和:

$$\sigma_x^2 = b^2 \sigma_t^2 + \sigma_u^2, \quad (7)$$

式中, σ_u 为纯随机成分 u_t 的标准差。

时序的标准差 σ_t 与水文序列的长度 n 有关, 其公式为

$$\sigma_t^2 = \frac{n^2 - 1}{12}. \quad (8)$$

纯随机成分的标准差 σ_u 与其均值 $\bar{u}$ 和变差系数 C_{vu} 有关, 其公式为

$$\sigma_u = \bar{u} C_{vu}. \quad (9)$$

将式(7)~(9)带入式(5)可得到:

$$r^2 = \frac{1}{1 + \frac{12(\bar{u} C_{vu})^2}{b^2(n^2 - 1)}}. \quad (10)$$

对于水文序列而言, 其纯随机成分的均值 $\bar{u}$, C_{vu} , C_{su} 及长度 n 均为定值. 由式(2)和(4)可知, 当相关系数 $r=0$ 时, 回归系数 b 为 0, 表明水文序列无趋势项(为一条水平线), 接近于纯随机序列. 由式(10)可知, 当 $\bar{u}$, C_{vu} 和 n 固定时, 相关系数 r 绝对值与回归系数 b 绝对值存在正相关关系, 即 r 绝对值越大, 回归系数 b

绝对值也越大. 回归系数是对趋势倾斜程度的度量, 其大小直接反映了水文序列趋势的变异程度. 据此, 基于式(10)可以利用相关系数 r 表征趋势的变异程度.

2 方法合理性验证

2.1 分级原理合理性验证

式(10)明确了相关系数 r 与回归系数 b 之间的关系, 是利用相关系数对水文序列趋势变异分级的基本依据. 为验证式(10)的合理性, 选取纯随机序列的长度 $n=100$ 、均值 $\bar{u}=1000$ 、变差系数 $C_{vu}=0.2$ 、偏态系数 $C_{su}=0.4$, 并假设其服从 P-III 型分布, 设计如下统计试验:

(1) 模拟生成 30 组符合 P-III 分布的纯随机序列, 分别记为 $u_1, u_2, u_3, \dots, u_{30}$;

(2) 将纯随机序列依次叠加不同的趋势项 bt (回归系数 $b=0.5, 1, 1.5, \dots, 5$), 得到 30 组有趋势变异的序列, 分别记为 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_{30}$;

(3) 利用式(4)计算叠加趋势项后的序列的相关系数, 重复上述步骤 1000 次, 得到第 i 次试验第 j 组趋势变异序列的相关系数, 记为 r_{ij} , 其中 $i=1, 2, 3, \dots, 1000$; $j=1, 2, 3, \dots, 30$;

(4) 由公式 $r_j = \frac{1}{1000} \sum_{i=1}^{1000} r_{ij}$ ($j=1, 2, 3, \dots, 30$) 计算出每组序列的平均相关系数。

将统计试验中每组得出的平均相关系数 r_2 与式(10)计算得到的 r_1 值进行比较, 结果见表 1, 其中相对误差 $\delta = \frac{|r_2 - r_1|}{r_1} \times 100$ (%). 分析表 1 中相对误差 δ 一栏,

表 1 不同回归系数 b 值下的相关系数 r_1, r_2 及相对误差 δ

Table 1 Values of r_1, r_2 and their δ values corresponding to different correlation coefficient b

b	r_1	r_2	δ (%)	b	r_1	r_2	δ (%)	b	r_1	r_2	δ (%)
0.5	0.0720	0.0721	0.14	5.5	0.6217	0.6242	0.40	10.5	0.8347	0.8355	0.10
1.0	0.1429	0.1388	2.87	6.0	0.6546	0.6563	0.26	11.0	0.8461	0.8490	0.34
1.5	0.2116	0.2124	0.38	6.5	0.6842	0.6868	0.38	11.5	0.8566	0.8598	0.37
2.0	0.2773	0.2766	0.25	7.0	0.7107	0.7144	0.52	12.0	0.866	0.8668	0.09
2.5	0.3394	0.3378	0.47	7.5	0.7345	0.7378	0.45	12.5	0.8746	0.8766	0.23
3.0	0.3973	0.4025	1.31	8.0	0.7559	0.7584	0.33	13.0	0.8825	0.8848	0.26
3.5	0.4509	0.4553	0.98	8.5	0.7751	0.7782	0.40	13.5	0.8897	0.8919	0.25
4.0	0.5000	0.5012	0.24	9.0	0.7924	0.7929	0.06	14.0	0.8962	0.8983	0.23
4.5	0.5447	0.5477	0.55	9.5	0.8079	0.8113	0.42	14.5	0.9023	0.9035	0.13
5.0	0.5852	0.5852	0.00	10.0	0.8220	0.8244	0.29	15.0	0.9078	0.9092	0.15

共有28组的相对误差在1%以内,最大相对误差也仅为2.87%(当 $b=1$ 时),表明同一 b 值下统计试验得出的 r 值与公式计算得出的 r 值十分接近,从而验证了式(10)的合理性。

此外,式(10)也显示在序列长度 n 固定的情况下,相关系数 r 值不仅与回归系数 b 密切相关,也与纯随机成分的均值 $\bar{u}$ 和变差系数 C_{vu} 有关。固定序列长度 n 和回归系数 b 的情况下,相关系数 r 随均值和 C_{vu} 值的增大而减小,说明当趋势成分相同时,纯随机成分均值较大、离散程度较高的序列含有的趋势变异程度较小。由上述试验及分析结果可知,相关系数 r 不仅可以反映水文序列趋势成分斜率的大小,也可反映序列的离散程度和均值大小的影响,因此采用相关系数来划分序列趋势变异程度比回归系数 b 更为合理。

2.2 分级方法合理性验证

为了验证趋势变异分级方法的合理性,模拟生成具有趋势变异的水文序列。取显著性水平 $\alpha=0.05$, $\beta=0.01$,根据趋势变异程度划分等级可以得到各种趋势变异程度所在区间的相关系数 r 的上下限。选取纯随机序列长度 $n=100$ 、均值 $\bar{u}=1000$ 、变差系数 $C_{vu}=0.2$ 、偏态系数 $C_{su}=0.4$,假设其服从P-III型分布,根据式(10)可反推求出该情形下各种趋势变异程度对应的斜率 b 区间的上下限(表2)。

上述条件下分别取 $b=0, 1.5, 4.0, 6.0, 10.0$,即分别在无、弱、中、强、巨趋势变异的斜率 b 区间内各取一个值,人工生成5种情形下的序列。图1(a)~(e)分别显示了趋势无变异、弱变异、中变异、强变异、巨变异。利用式(4)计算得到的序列与时序之间的相关系数 r 分别为0, 0.212, 0.501, 0.655, 0.824,均符合表2给出的各级趋势变异相关系数 r 的区间。此外,序列趋势斜率从图1(a)~(e)依次增加,表明序列趋势变异的程度依次增加,也验证了所提分级方法的合理性。

3 实例分析与讨论

选取西江高要站水位序列进行趋势变异分级,进一步验证所提原理与方法的合理性。西江为珠江流域的第一大水系,发源于云南省曲靖市沾益县马雄山东麓,干流自西向东流经云南、贵州、广西、广

表2 各趋势变异程度区间 b, r 上下限

Table 2 Threshold values of r and b for each significance degree of trends

b 下限~上限	r 下限~上限	趋势变异程度
[0.000, 1.392)	[0.000, 0.197)	无变异
[1.392, 1.843)	[0.197, 0.257)	弱变异
[1.843, 5.196)	[0.257, 0.600)	中变异
[5.196, 9.238)	[0.600, 0.800)	强变异
[9.238, $+\infty$)	[0.800, 1.000)	巨变异

图1 (网络版彩色)不同 b 值下趋势变异分级序列。(a) 无变异($b=0, r=0$); (b) 弱变异($b=1.5, r=0.212$); (c) 中变异($b=4.0, r=0.501$); (d) 强变异($b=6.0, r=0.655$); (e) 巨变异($b=10.0, r=0.824$)

Figure 1 (Color online) Time series with different trend magnitude. (a) No trend ($b=0, r=0$); (b) weak trend ($b=1.5, r=0.212$); (c) moderate trend ($b=4.0, r=0.501$); (d) strong trend ($b=6.0, r=0.655$); (e) dramatic trend ($b=10.0, r=0.824$)

东4省(区),至梧州会桂江后始称西江.该流域地处华南沿海,属亚热带季风气候区,春夏降水充足,汛期洪水频繁,秋冬则干旱少雨.高要水文站位于西江下游的广东省肇庆市(图2),集水面积35.1万km²,占西江流域的99.5%,是西江下游的重要控制站.其汛期为每年4~9月,枯期为10月至次年3月.洪水期主要受北江、新兴江洪水的影响;低水期由于受潮汐影响,涨潮间有负流出现.自20世纪90年代,西江流域洪水频发,河道岸坡不断被冲刷,加上采挖河沙、整治河道等人类活动的影响,其河道形势发生了变化.例如,“05·6”洪水调查显示,高要洪峰流量量级达到200年一遇,但对应的水位却仅为20~30年一遇^[28],充分说明该区域的水文过程发生了明显变异.

利用基于相关分析的水文序列趋势变异分级方法,分析高要站不同时间尺度上的水位趋势变异情况.选取的资料为1974~2012年高要站逐日水位序列.在显著水平 $\alpha=0.05$, $\beta=0.01$ 条件下,分别计算年平均

水位序列、汛期平均水位序列、枯期平均水位序列以及各月份平均水位序列的相关系数值,按照所提分级方法分析各序列的趋势变异等级(表3).此外,图3显示了高要站全年、汛期、枯期平均水位序列(逐月平均水位序列略).

高要站各时间尺度上平均水位序列的相关系数值均小于0,说明各序列均呈下降趋势.综合趋势变异程度划分等级结果可以看出,高要站年平均水位序列和汛期平均水位序列的相关系数分别为-0.744,-0.719,其绝对值均落在区间[0.6, 0.8)内,因此对应的趋势变异程度为强变异.枯期平均水位序列的相关系数 $r=-0.556$,其绝对值大于 $r_\beta(0.408)$ 但小于0.6,因此属于趋势中变异.1~12月各月份的平均水位序列趋势变异程度存在差异,以1月和3月平均水位序列为例进行分析.1月平均水位序列的相关系数为-0.340,其绝对值满足 $r_\alpha \leq |r| < r_\beta$,即 $0.316 < 0.340 < 0.408$,属于弱变异;3月平均水位序列的相关系数

图2 高要水文站位置及流域示意图

Figure 2 Location of the Gaoyao hydrological station in the Xijiang River basin

表3 不同水位序列的趋势变异分析结果

Table 3 Evaluation results of significance degrees of trends in different water level series

时间	相关系数	变异程度	时间	相关系数	变异程度	时间	相关系数	变异程度
全年	-0.7438	强变异	3月	-0.2588	无变异	8月	-0.4373	中变异
汛期	-0.7188	强变异	4月	-0.5667	中变异	9月	-0.5908	中变异
枯期	-0.5564	中变异	5月	-0.7105	强变异	10月	-0.5646	中变异
1月	-0.3402	弱变异	6月	-0.4008	弱变异	11月	-0.5326	中变异
2月	-0.4424	中变异	7月	-0.3666	弱变异	12月	-0.4276	中变异

图3 (网络版彩色)高要站不同时间尺度平均水位序列。(a) 全年;(b) 汛期;(c) 枯期

Figure 3 (Color online) Time series of average water level under different time scales in the Gaoyao hydrological station. (a) The full year; (b) flood season; (c) dry season

$r = -0.259$, 其绝对值 $|r| < r_{\alpha} = 0.316$, 按照分级方法其趋势变异程度应为无变异。

年平均水位可由汛期平均水位及枯期平均水位计算而得, 同时汛期、枯期平均水位也是由其包含月份的平均水位计算得到。因此, 全年、汛期、枯期平均水位和月平均水位之间的趋势变异存在一定联系。此处引入权重来表示各时间尺度平均水位对年平均水位的贡献率, 公式为

$$\begin{aligned} \text{汛期权重} &= \frac{Z_{\text{汛期}} \times D_{\text{汛期}}}{Z_{\text{全年}} \times D_{\text{全年}}}, \quad \text{枯期权重} = \frac{Z_{\text{枯期}} \times D_{\text{枯期}}}{Z_{\text{全年}} \times D_{\text{全年}}}, \\ \text{各月权重} &= \frac{Z_{\text{月}} \times D_{\text{月}}}{Z_{\text{全年}} \times D_{\text{全年}}}, \end{aligned} \quad (11)$$

其中, Z 为平均水位, D 为天数。

高要站不同时间尺度的水位趋势变异的关系见图4, 图中的百分数为计算所得的各时间尺度平均水位占年平均水位的权重。高要站汛期各月平均水位中有4个月份都发生了趋势中变异或强变异, 且累积占汛期的权重较大, 因此尽管6, 7月平均水位表现为

趋势弱变异, 整个汛期平均水位却表现为趋势强变异。枯期各月平均水位中, 除1月、3月外, 其余4个月份都发生了趋势中变异, 且累积占枯期的权重较大, 所以枯期平均水位的变异形式也表现为趋势中变异。汛期平均水位所占年平均水位的权重远大于枯期, 对年平均水位的影响更大, 使得年平均水位表现为趋势强变异。

气候变化与人类活动常常会导致水文要素呈现出一定的长期变化趋势^[29], 此处从气候因素和人为因素两方面对高要站平均水位序列的趋势变异进行成因分析。从气候因素方面看, 西江流域的气温在1961~2005年以 $0.865^{\circ}\text{C}/\text{a}$ 的速率增长, 降水呈周期波动, 但总体并未呈现明显的增加或减少趋势。线性拟合结果表明, 西江流域年径流量以每年 $6.70 \times 10^9 \text{ m}^3$ 的速率递减^[30]。高要站平均水位总体呈现下降趋势与西江流域径流的减少有关。其次, 从人为因素方面看, 自20世纪90年代起, 西江河段特别是下游珠江三角洲河段大量采挖河沙, 加上水力冲刷、河道疏浚等

图4 高要站不同时间尺度平均水位序列趋势变异关系图

Figure 4 Relationship diagram of the trends in those average level series under different time scales in the Gaoyao hydrological station

因素的影响,河床逐年下切,水文情势发生了较大变化.据1980~2003年河道断面数据分析显示,高要站2 m过水面积增大18.5%,6 m过水面积增大12.1%^[31].即同等流量下,观测的水位较之前年份的水位有所降低.此外,影响水位的因素很复杂,高要站水位不仅受上游来水、区间槽蓄及暴雨、前期河段土壤需水量的影响,而且也因其所在的地理位置受潮汐、北江回水顶托或分流削峰的影响.因此,高要站不同时间尺度平均水位的趋势变异归因还有待进一步研究和明确.

4 结语

受气候变化和人类活动等因素的综合影响,许多流域和地区的实测水文资料不再满足一致性条件,即水文过程发生了明显变异,给实际水文水资源工作带来了很大影响.定量检测和描述水文过程的变异程度,可以对流域环境变化及其影响进行合理评估,有利于深入理解水文情势和变化规律.本文重点针对水文序列趋势变异的现象和目前研究的不足,提出一种基于相关分析的水文序列趋势变异识别与变异程度分级的原理与方法.综合分析得到以下几点结论和认识:

(1) 水文趋势变异分级方法主要是通过计算水文序列与时序之间的相关系数来判断水文序列趋势变异的程度.该方法选取显著水平 α 和 β 下的相关系数及0.6与0.8作为分级阈值,将相关系数划分成5个

区间,分别对应水文序列趋势的无变异、弱变异、中变异、强变异和巨变异.本文推导了相关系数 r 和回归系数 b 的关系(式(10)),发现在纯随机序列均值 $\bar{u}$, C_{vu} 及序列长度 n 均为定值时,水文序列与时序的相关系数绝对值与回归系数绝对值之间呈现良好的正相关关系.由于回归系数可以用以判断水文序列趋势变异的大小,因此可以用相关系数 r 来表征其趋势变异程度.

(2) 统计试验验证并阐明了分级原理及方法的合理性:① 比较同一 b 值下理论计算值 r_1 与试验计算值 r_2 及相对误差 δ ,验证了相关系数与回归系数公式的合理性.进一步分析公式发现相关系数 r 同时也可反映序列的离散程度和均值大小的影响,从而说明采用相关系数划分序列趋势变异程度比回归系数 b 更为合理.② 根据趋势变异分级方法和式(10),反推了 b 的5个区间,统计试验验证了 b - r 关系及取值的合理性,作图直观地表达趋势变异程度说明了分级方法的有效性.

(3) 将所提分级方法应用于西江高要站不同时间尺度的平均水位序列.引入权重的概念以更好地分析各时间尺度平均水位趋势变异程度之间的联系.结果表明,权重较大时期平均水位的趋势变异程度对整体平均水位的趋势变异程度影响更大,且物理成因也很好地解释了高要站平均水位序列的下降趋势,反映出所提方法得到的结果具有合理性.

参考文献

- 1 Milly P C D, Betancourt J, Falkenmark M, et al. Stationarity is dead: Whither water management? *Science*, 2008, 319: 573-574
- 2 Xie P, Chen G C, Lei H F, et al. The evaluation method of surface water resources under change environment (in Chinese). *J Water Resour Res*, 2007, 28: 1-3 [谢平, 陈广才, 雷红富, 等. 论变化环境下的地表水资源评价方法. *水资源研究*, 2007, 28: 1-3]
- 3 Ding J, Liu Q S. *Stochastic Hydrology* (in Chinese). Beijing: China Water Power Press, 1997 [丁晶, 刘权授. *随机水文学*. 北京: 中国水利水电出版社, 1997]
- 4 Kendall M G. *Rank Correlation Methods*. London: Charles Griffin & Co. Ltd., 1975
- 5 Mann H B. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 1945, 13: 245-259
- 6 Lehmann E L, D'Abrera H J. Nonparametrics: Statistical methods based on ranks. *J Roy Stat Soc*, 2010, 83: 347-353
- 7 Sneyers R. On the statistical analysis of series of observations. *J Biol Chem*, 1991, 258: 13680-13684
- 8 Hirsch R M, Helsel D R, Cohn T A, et al. *Statistical Analysis of Hydrologic Data*. In: *Handbook of Hydrology*. New York: McGraw Hill, 1993
- 9 Sonali P, Nagesh Kumar D. Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. *J Hydrol*, 2013, 476: 212-227
- 10 Yue S, Pilon P. A comparison of the power of the t test, Mann-Kendall and bootstrap tests for trend detection. *Hydrol Sci J*, 2004, 49: 21-37
- 11 Noguchi K, Gel Y R, Duguay C R. Bootstrap-based tests for trends in hydrological time series, with application to ice phenology data. *J Hydrol*, 2011, 410: 150-161

- 12 Zhang Y H, Song X F. Techniques of abrupt change detection and trends analysis in hydroclimatic time-series: Advances and evaluation (in Chinese). *Arid Land Geogr*, 2015, 38: 652–665 [张应华, 宋献方. 水文气象序列趋势分析与变异诊断的方法及其对比. 干旱区地理, 2015, 38: 652–665]
- 13 Yue S, Pilon P, Phinney B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrol Process*, 2002, 16: 1807–1829
- 14 Lettenmaier D P. Detection of trends in water-quality data from records with dependent observations. *Water Resour Res*, 1976, 12: 1037–1046
- 15 Hamed K H, Ramachandra R A. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *J Hydrol*, 1998, 204: 182–196
- 16 Anghileri D, Pianosi F, Soncini-Sessa R. Trend detection in seasonal data: From hydrology to water resources. *J Hydrol*, 2014, 511: 171–179
- 17 Adam J C, Lettenmaier D P. Application of new precipitation and reconstructed streamflow products to streamflow trend attribution in Northern Eurasia. *J Clim*, 2008, 21: 1807–1828
- 18 Xu Z X, Li J Y, Liu C M. Long-term trend analysis for major climate variables in the Yellow River basin. *Hydrol Process*, 2007, 21: 1935–1948
- 19 Kahya E, Kalayci S. Trend analysis of streamflow in Turkey. *J Hydrol*, 2004, 289: 128–144
- 20 Macdonald R W, Harner T, Fyfe J. Recent climate change in the Arctic and its impact on contaminant pathways and interpretation of temporal trend data. *Sci Total Environ*, 2005, 342: 5–86
- 21 Sang Y F, Wang Z G, Liu C M. Discrete wavelet-based trend identification in hydrologic time series. *Hydrol Process*, 2013, 27: 2021–2031
- 22 Xie P, Chen G C, Lei H F. Hydrological alteration analysis method based on hurst coefficient (in Chinese). *J Basic Sci Eng*, 2009, 17: 32–39 [谢平, 陈广才, 雷红富. 基于 Hurst 系数的水文变异分析方法. 应用基础与工程科学学报, 2009, 17: 32–39]
- 23 Li B B, Xie P, Li X N, et al. Joint analysis method for hydrological variation based on hurst coefficient and bartels test (in Chinese). *J Basic Sci Eng*, 2014, 22: 481–491 [李彬彬, 谢平, 李析男, 等. 基于 Hurst 系数与 Bartels 检验的水文变异联合分析方法. 应用基础与工程科学学报, 2014, 22: 481–491]
- 24 Xie P, Tang Y S, Li B B, et al. Hydrological trend variation classification method based on correlation coefficient (in Chinese). *J Basic Sci Eng*, 2014, 22: 1089–1097 [谢平, 唐亚松, 李彬彬, 等. 基于相关系数的水文趋势变异分级方法. 应用基础与工程科学学报, 2014, 22: 1089–1097]
- 25 Ye S Z, Zhan D J. *Engineering Hydrology* (in Chinese). Beijing: China Water & Power Press, 2001 [叶守泽, 詹道江. 工程水文学. 北京: 中国水利水电出版社, 2001]
- 26 Li X M, Xie X J, Liu J X. *Probability and Mathematical Statistics* (in Chinese). Beijing: Higher Education Press, 2004. 141–147 [李小明, 谢祥俊, 刘建兴. 概率论与数理统计. 北京: 高等教育出版社, 2004. 141–147]
- 27 He J J, Tai S C, Sun Y Y. *Applied Mathematical Statistics* (in Chinese). Wuhan: Wuhan University Press, 2005. 122–137 [何娟娟, 邵淑彩, 孙毓玉. 应用数理统计. 武汉: 武汉大学出版社, 2005. 122–137]
- 28 Xu H L. Analysis of flood disaster and hydrological alterations in the Xijiang River basin (in Chinese). *Pearl River*, 2007, 4: 42–46 [徐海亮. 西江流域洪水灾害和水文变异分析. 人民珠江, 2007, 4: 42–46]
- 29 Du J, Xu W, Zhao Z G, et al. Trends of runoff and water level over the past thirty years in Xiang River basin (in Chinese). *J Basic Sci Eng*, 2010, 18: 369–378 [杜鹃, 徐伟, 赵智国, 等. 湘江流域近 30 年径流量与水位长期变化规律研究. 应用基础与工程科学学报, 2010, 18: 369–378]
- 30 Dong L Y, Chen J Y, Fu C S, et al. Recognition on the relationship between runoff and regional meteorological factors of the Xijiang River in multi-time scales (in Chinese). *Sci Geogr Sin*, 2013, 33: 209–215 [董林垚, 陈建耀, 付丛生, 等. 西江流域径流与气象要素多时间尺度关联性研究. 地理科学, 2013, 33: 209–215]
- 31 Xie S P. The change of the mid-downstream bed-downcutting in Xijiang River and the improved research of flood forecasting (in Chinese). Master Dissertation. Wuhan: Wuhan University, 2004 [谢绍平. 西江中、下游河床下切变化及洪水预报改进研究. 硕士学位论文, 武汉: 武汉大学, 2004]

Summary for “基于相关分析的水文趋势变异分级原理及验证”

Principle of correlation coefficient-based classification of hydrological trend and its verification

ZHAO YuXi¹, XIE Ping^{1,2}, SANG YanFang^{3*}, GU HaiTing¹, WU ZiYi¹ & LEI Xu¹

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

² Collaborative Innovation Center for Territorial Sovereignty and Maritime Rights, Wuhan 430072, China;

³ Key Laboratory of Water Cycle and Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China

* Corresponding author, E-mail: sangyf@igsnr.ac.cn

Under the great influence of climate change and human activities during the recent decades, climatic and hydrological processes in many basins and regions worldwide are changing significantly. Analyzing the variability of hydroclimatic variables, including temperature, evaporation, precipitation and runoff, is an important topic in the hydrology studies, which contributes to understanding the changes in hydrological regime, water resources management, water disasters control and many other issues. Trend is one of those important forms of hydrological variability, and thus has received much attention over the last several decades. Many techniques and methods have been developed for trend detection, such as the least squares linear regression, Sen's robust slope estimator, Mann-endall non-parametric test, Spearman rank correlation, Student's *t*-test and others. Present studies about the issue of trend mainly focused on the improvement, comparison and applicability of trend identification methods. However, there lacks effective approach for the classification of significance degree of trends in hydrological time series. In this article, by employing the index of correlation coefficient, we mainly proposed a method for the trend identification and classification of its significance degree. Its basic idea is to calculate the correlation coefficient between the hydrological time series analyzed and its time order, based on which the significance degree of trend can be classified as five ranks: no, weak, mid, strong and very strong. By deducing the relationship between the correlation coefficient and the trend's slope, their positive correlation is mathematically formulated. Results of the statistical tests verified the effectiveness of the method, and also clarified the influences of mean values and variance of a time series on the classification practice. Trend variability of water level series over different time scales and measured at the Gaoyao hydrological station was analyzed by the proposed method, and the index of weight was used to investigate the relationship among the significance degrees of trends on different time scales, which were evaluated by the proposed approach. Results indicated that the trends of all water level series presented downward trends, but they showed different significance degrees at multi-time scales. Those trends with bigger weights at certain time scales had bigger influence on the total variability of trends. By considering the physical formation mechanisms of the variability of runoff regimes in the basin, reasonability of the results and effectiveness of the proposed method were verified, which would be helpful for the evaluation of the influence of climate change and human activities on the changes in hydrological process.

hydrological variability, trend identification, correlation coefficient, variability classification, significance level, detection and attribution

doi: 10.1360/N972016-01369