

基于中国气象资料的趋势检验方法对比分析

章诞武, 丛振涛, 倪广恒

(清华大学水利水电工程系水沙科学与水利水电工程国家重点实验室, 北京 100084)

摘要: 结合全国 317 个气象站 1956—2005 年气象资料, 分别利用普通 Mann-Kendall、预置白 Mann-Kendall、去趋势预置白 Mann-Kendall 趋势检验方法分析了年降水量、年平均气温和年蒸发皿蒸发量的趋势检验结果及自相关系数变化规律。其中, 年降雨序列的自相关性不显著, 3 种趋势检验方法的分析结果差异不大; 年平均气温和年蒸发皿蒸发量自相关性显著, 其 3 种方法的检验结果差异性较大, 需要剔除自相关性后进行趋势检验; 空间特征上, 北方站点气象要素的自相关显著性较高。数据分析和数学推导表明, 序列正自相关性会放大序列趋势的显著性, 序列的趋势项会增大计算的自相关系数。

关键词: Mann-Kendall 趋势检验; 自相关系数; 气候变化

中图分类号: P333.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1001-6791(2013)04-0490-07

判断气象水文要素是否有趋势性变化, 是气候变化及其响应研究中的重要问题。目前气象水文领域进行趋势判断的主要方法是 Mann-Kendall (MK) 趋势检验方法^[1-2], Mann-Kendall 趋势检验是非参数检验, 不需要待检序列服从某一概率分布。气象水文数据大多是偏态且不服从同一分布, 因而该检验方法在水文统计领域应用较广。Mann-Kendall 检验的前提是序列数据独立, 但在气象和水文领域中, 年降水量、年径流量可能存在自相关。在使用 MK 方法时, 若序列中存在正自相关性, 则序列趋势的显著性将会被放大^[3]。为了消除自相关的影响, von Storch^[4]提出预置白处理 (Pre-Whitening, PW-MK) 方法; Yue 和 Wang^[3]考虑趋势项对自相关系数计算的影响, 提出了去趋势预置白方法 (Trend-Free Pre-Whitening, TFPW-MK)。Douglas^[5]应用 PW-MK 方法分析了美国的洪水与枯水的时空趋势变化。Abdul 和 Burn^[6]采用 TFPW 方法消除序列自相关影响, 分析了加拿大 Mackenzie 流域水文、气象数据的趋势和变异情况, 发现冬季月径流的显著增加和春汛日期的提前。王艳君等^[7]采用普通 MK 检验方法进行了长江流域蒸发皿蒸发量的时空变化研究, 得出了 50 年来年平均、夏季和秋季蒸发皿蒸发量显著下降, 且下游显著于上游地区的结论。丛振涛等^[8]采用最小二乘法和普通 MK 检验方法系统分析了过去 50 年中国蒸发皿蒸发量、气温及降水的变化趋势, 探讨了蒸发皿蒸发量与降水长期变化趋势的关系。吴绍洪等^[9]对青藏高原近 30 年来的气温、降水量等进行趋势检验, 指出青藏高原近 30 年气温总体上升, 降水增加的趋势。徐宗学和张楠^[10]采用黄河流域近 50 年的降水资料, 分析了年、月降水序列的时空变化趋势。然而, 对这 3 种方法在中国气象数据序列的适用情况及自相关性对趋势检验影响的研究还很少, 本文利用上述 3 种方法, 分析了中国各水资源分区 1956—2005 年共 317 个具有完整数据记录气象站年平均气温、降水与蒸发皿蒸发量的自相关特性和时空趋势变化情况, 探究这 3 种方法对中国各气象要素趋势检验的适用性。

收稿日期: 2012-10-16; 网络出版时间: 2013-04-10

网络出版地址: <http://www.cnki.net/KCMS/detail/32.1309.P.20130410.1725.004.html>

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (50979039; 50939004)

作者简介: 章诞武 (1989 -), 男, 江苏武进人, 博士研究生, 主要从事水文水资源方面研究。

E-mail: zdw06@mails.tsinghua.edu.cn

通信作者: 丛振涛, E-mail: congzht@tsinghua.edu.cn

1 趋势检验方法

1.1 Mann-Kendall 检验

设一平稳独立序列为 $X_t (t=1, 2, \dots, n; n \text{ 为序列长度})$, S 统计量定义为

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (1)$$

$$\text{其中 } \text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases}。$$

当 $n \geq 10$, 统计量 S 近似服从正态分布, 不考虑序列中等值数据点情况, 其均值 $E(S) = 0$, 方差 $\text{var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$ 。

标准化的检验统计量 Z_{MK} 可以用下式计算:

$$Z_{MK} = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{var}(S)} \\ 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{var}(S)} \end{cases} \quad (2)$$

采用双侧检验, 在 α 显著水平下, 如果 $|Z_{MK}| > Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}$, 拒绝无趋势的原假设, 即认为在序列 X_t 中存在有增大或减小的趋势; 否则接受序列 X_t 无趋势的假设。 $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}$ 是概率超过 $1 - \frac{\alpha}{2}$ 时标准正态分布的值。

1.2 预置白 Mann-Kendall 检验 (Pre-Whitening, PW-MK)

计算序列 X_t 的一阶自相关系数 r_1 , 在 δ 的置信水平下, 采用双侧检验进行 r_1 的显著性检验^[11]:

$$\frac{-1 - Z_{1-\delta/2} \sqrt{n-2}}{n-1} \leq r_1 \leq \frac{-1 + Z_{1-\delta/2} \sqrt{n-2}}{n-1} \quad (3)$$

假设数据序列为一阶自相关过程 AR(1), 采取预置白方法剔除序列的自相关性。

$$X'_t = X_t - r_1 X_{t-1} \quad (4)$$

经式(4)产生的序列 X'_t 不具有自相关性, 应用 MK 方法来检验此重组序列趋势项的显著性。

1.3 去趋势预置白 Mann-Kendall 检验 (Trend-Free Pre-Whitening, TFPW-MK)

考虑数据序列显性趋势对自相关系数估计的影响, 通过去趋势预置白方法, 剔除趋势对自相关系数估计的影响, 更加准确地对数据序列进行 MK 检验。步骤如下:

(1) 假定序列由线性趋势和 AR(1) 组成, 采用 TSA 方法^[12] 计算样本数据线性趋势 β :

$$\beta = \text{median}\left(\frac{x_j - x_i}{j - i}\right), \text{ 对所有的 } j < i \quad (5)$$

(2) 去除趋势项, 形成不含趋势项的序列 Y_t :

$$Y_t = X_t - T_t = X_t - \beta t \quad (6)$$

(3) 计算序列 Y_t 的一阶自相关系数 r_1 , 剔除序列中的自相关项。

$$Y'_t = Y_t - r_1 Y_{t-1} \quad (7)$$

(4) 补还趋势项 T_t , 得到不含自相关影响的新序列:

$$Y''_t = Y'_t + T_t \quad (8)$$

(5) 检验此重组序列中趋势项的显著性。

2 研究区域与数据

本文采用国家气象局整编的 743 个国家级气象站 1956—2005 年的长系列逐日气象资料，包括日平均气温、降水量、小型蒸发皿等常规要素。对气象站点数据序列进行质量分析，剔除数据缺失的站点，选择其中资料序列完整的 317 个气象站，统计逐日观测数据得到年均值。

气象要素变化具有区域特征，各区域的水文循环也具有不同的变化规律。对中国 10 个水资源一级分区的气象站点进行分析，各分区及观测站点情况如表 1 所示。

表 1 水资源分区及气象站点信息

Table 1 Information for water resources subareas and meteorological observation stations

编号	水资源分区	气象站点个数	编号	水资源分区	气象站点个数
1	松花江流域	28	6	长江流域	82
2	辽河流域	29	7	淮河流域	18
3	西北诸河流域	46	8	东南诸河流域	13
4	海河流域	19	9	西南诸河流域	12
5	黄河流域	28	10	珠江流域	42

3 结果与分析

取趋势检验的显著性水平 $\alpha = 0.05$ ，进行 3 种 MK 方法检验；一阶系数的显著性水平，取 $\delta = 0.10$ ，进行双侧检验。

3.1 自相关系数

分别计算年降水量、年平均气温和年蒸发皿蒸发量的原始自相关系数和去趋势自相关系数，考察各要素一阶自相关系数在各水资源分区的性质，表 2 为 3 种气象要素序列一阶自相关系数的特性统计。

表 2 各气象要素的一阶自相关系数特性

%

Table 2 Lag-1 autocorrelation coefficients for three meteorological variables

水资源分区	年降水量		年蒸发皿蒸发量		年平均气温	
	原始一阶自相关 系数显著率	去趋势一阶自相关 系数显著率	原始一阶自相关 系数显著率	去趋势一阶自相关 系数显著率	原始一阶自相关 系数显著率	去趋势一阶自相关 系数显著率
松花江	0	3.6	89.3	75.0	100.0	17.9
辽河	10.3	10.3	75.9	58.6	100.0	55.2
西北诸河	8.7	2.2	93.5	80.4	93.5	43.5
海河	5.3	10.5	84.2	47.4	100.0	89.5
黄河	14.3	25.0	78.6	60.7	100.0	85.7
长江	6.1	3.7	75.6	48.8	65.9	54.9
淮河	11.1	11.1	88.9	83.3	100.0	72.2
东南诸河	7.7	0	92.3	76.9	100.0	100.0
西南诸河	0	8.3	66.7	66.7	75.0	16.7
珠江	9.5	7.1	85.7	66.7	85.7	59.5
全国	7.6	7.3	82.6	63.7	87.4	56.8

注：表中数据为序列的原始自相关系数和去趋势自相关系数达到显著性水平的站点个数比率。

就自相关显著性个数而言，年降水的自相关显著性站点个数最少，不足全部站点的 8%；平均气温和蒸发皿蒸发量的原始自相关系数显著率均达到了 80%，黄河、海河等 6 个水资源分区站点的平均气温自相关系数的显著率达到 100%。就分布情况而言，北方各要素的自相关系数显著性更大，而自相关系数表现不显著的站点主要分布在长江和珠江流域，年平均气温要素尤其突出。

就自相关系数的大小而言，降雨序列自相关系数值较小，且呈现负相关的站点数较多，占到全部站点的

60.6% (去趋势自相关系数的计算值为 69.1%)。各水资源分区平均气温和蒸发皿蒸发量的原始最大一阶自相关系数均大于 0.5，部分分区达到了 0.9；同时，在全部站点中，这两个要素自相关系数为负值的站点小于 5%，且数值均较小，显示了这两个要素显著的正自相关特性。所有站点 3 种气象要素的序列通过去趋势计算所得一阶自相关系数均小于直接对原始序列计算所得值，一阶自相关系数的减小率取决于原始序列趋势幅度的大小。

3.2 趋势检验

分别采用普通 MK、PW-MK 和 TFPW-MK 方法对年降水量、年平均气温和年蒸发皿蒸发量进行趋势检验，3 种方法检验具有显著性趋势变化站点的比率如表 3 所示。

从表 3 可以看出，对年蒸发皿蒸发量和年平均气温的数据而言，普通 MK 方法得到的具有趋势变化的站点数量最多，PW-MK 方法检验最为严格，TFPW-MK 方法次之。站点之间具有包含关系，即 PW-MK 方法检验具有显著趋势性的站点，也能通过 MK 及 TFPW-MK 方法的显著性检验，其中，蒸发皿蒸发量的 MK 和 TFPW-MK 方法检验结果相近。对年降水量，由于其趋势显著样本点少及负自相关的性质，3 种方法的关系不明显。

不同检验方法的主要区别在于对序列一阶自相关系数处理方式。结果显示，各方法对年降雨的趋势检验结果影响不大，仅有 7.3% 的站点 3 种方法检验结果不一致；年平均气温的检验结果差异最大，有 63.4% 的站点检验结果不同，年蒸发皿蒸发量的差异情况次之，有 29.3% 的站点检验结果不同。与自相关系数的显著性站点分布类似，整体而言，北方流域的 3 种趋势检验方法结果差异性要明显大于南方流域，其中以长江流域的差异性最小。

表 3 各要素趋势检验结果对比
Table 3 Comparison of trend tests for three meteorological variables

水资源分区	年降水量			年蒸发皿蒸发量			年平均气温		
	MK	PW-MK	TFPW-MK	MK	PW-MK	TFPW-MK	MK	PW-MK	TFPW-MK
松花江	7.1	3.6	7.1	39.3	25.0	53.6	100.0	71.4	100.0
辽河	17.2	6.9	17.2	55.2	20.7	55.2	93.1	10.3	93.1
西北诸河	30.4	30.4	30.4	58.7	28.3	65.2	93.5	34.8	93.5
海河	5.3	15.8	5.3	47.4	21.1	47.4	94.7	0	94.7
黄河	17.9	25.0	14.3	57.1	39.3	60.7	89.3	3.6	89.3
长江	9.8	7.3	8.5	57.3	47.6	61.0	62.2	13.4	51.2
淮河	11.1	11.1	11.1	66.7	38.9	77.8	94.4	0	83.3
东南诸河	7.7	0	7.7	46.2	23.1	53.8	92.3	7.7	76.9
西南诸河	8.3	33.3	16.7	75.0	58.3	83.3	83.3	50.0	83.3
珠江	0	0	0	71.4	52.4	71.4	73.8	11.9	66.7
全国	12.3	12.3	12.0	57.7	37.5	62.5	82.6	19.9	77.6

4 讨 论

4.1 自相关系数与趋势检验的关系

以年蒸发皿蒸发量为例，图 1 显示了该要素一阶自相关系数显著站点和 3 种趋势检验方法分析结果差异站点的空间分布。可以看出，蒸发皿蒸发量的一阶自相关系数较为显著的北方流域站点甚于南方流域；3 种趋势检验结果有差异的站点较多，也呈现北方流域多于南方流域的情况；趋势检验结果相同的站点较为集中在长江流域，这与长江流域站点蒸发皿蒸发量自相关系数不显著有对应关系。图 1(a)显著性站点基本包含了图 1(b)中有差异的站点，说明 3 种趋势检验方法结果的差异是由于序列显著的自相关性所引起，采用普通 MK 检验得到的显著趋势可能由于自相关性的剔除(采用 PW-MK 或 TFPW-MK 方法)，变得趋势性不显著，从而出现 3 种检验方法结果的差异。图 1(a)中出现了约为 7% 的包含关系异常站点，这可能是由于数据自相关关系不符合一阶自相关的假设。

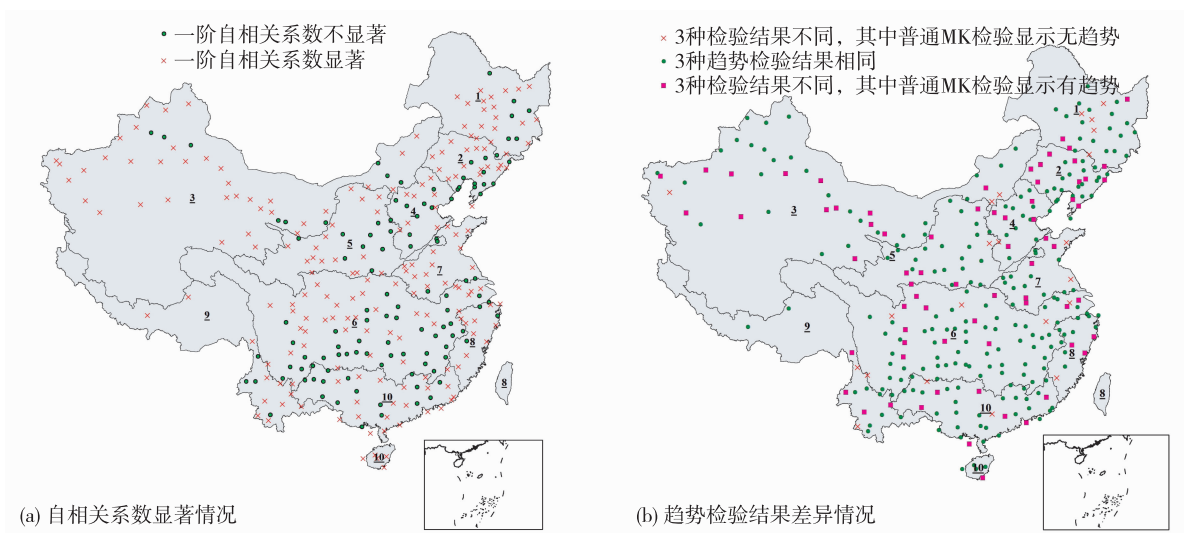


图 1 蒸发皿蒸发量分析结果
Fig. 1 Result of pan evaporation data analysis

Mann-Kendall 趋势检验统计量的分布参数是建立在待检序列数据独立基础上的, 气象水文序列所表现出来的自相关性质, 会影响对 MK 检验的效率。采用 Monte Carlo 数值实验考察序列自相关性对 MK 检验的影响。取实验次数 $N = 100\,000$, 相同序列长度 $L = 50$, 不同一阶相关系数 r_1 , 由 $x_{t+1} = r_1 x_t + \varepsilon_t$ 生成 AR(1) 序列, 其中 $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$, 各不同相关系数序列 MK 检验的 S 统计量概率密度函数如图 2 所示。可以看出, 数据自相关不影响 S 统计量的正态分布性质, 且其期望仍为 0; 但其方差不仅是序列长度的函数, 同时也受自相关系数的影响。具体来说, 对相同数据长度的序列, 正(负)的自相关性会增大(减小) S 统计量的方差, 从而在某一显著性水平 α 下, 增加了序列原假设(无表现趋势)被拒绝的概率。

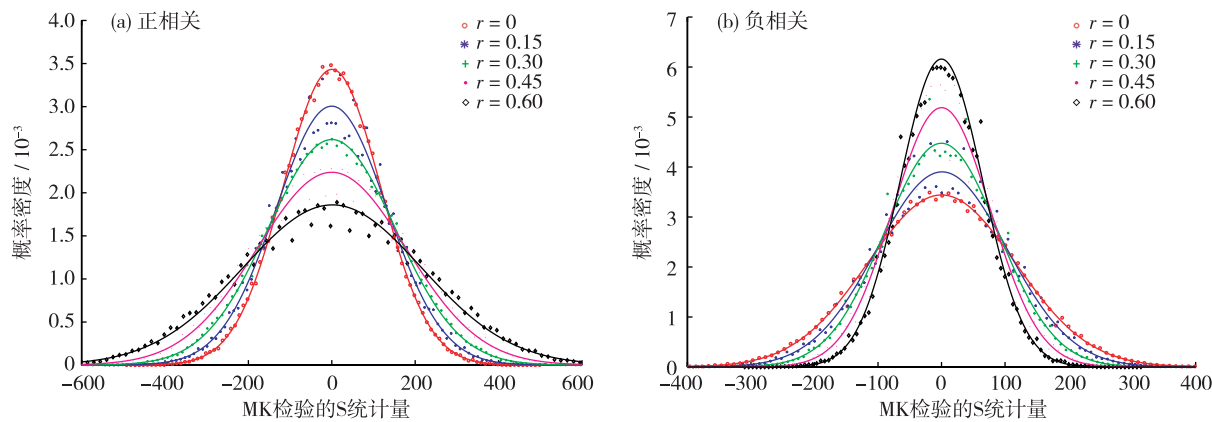


图 2 自相关序列 MK 检验的 S 统计量概率密度函数
Fig. 2 Effect of autocorrelation on statistic S of the Mann-Kendall trend test

通过预置白和去趋势预置白方法, 可以剔除数据序列自相关性, 得到更为准确的 MK 检验。对于较大自相关系数的序列, 3 种 MK 检验方法的结果一般会出现差异。在某一显著性水平下, 在原始 MK 检验下显示有趋势的序列, 经预置白方法去除自相关系数后的检测结果可能无趋势, 自相关系数是否显著及其正负情况对各方法检验结果的影响较大。

从中国 3 种气象要素的实际序列分析结果可以得出, 年降水量自相关系数显著性较低, 其对 3 种检验方法的敏感性不高; 年蒸发皿蒸发量和年平均气温序列的自相关性显著, 且为正值。一般而言, 3 种检验方法

(MK、TFPW-MK 和 PW-MK)得到的趋势显著性站点情况具有包含关系,即 MK 包含 TFPW-MK,TFPW-MK 包含 PW-MK。由于实际数据序列不完全符合修正方法的假设(序列一阶自相关),约 5% 的站点出现了异常结果现象。

4.2 序列趋势项对自相关系数估计的影响

直接对原始序列计算自相关系数,数据中存在的趋势项会使其计算值偏大,从而影响进行一阶相关的剔除精度。假设数据序列 X_t 由线性趋势项 T_t 和 A_t 组成,即

$$X_t = T_t + A_t \quad (9)$$

式中 $T_t = \beta t$, $A_t \sim \text{AR}(1)$, $E(T_t) = 0$, $E(A_t) = 0$

对原始序列计算得到的一阶相关系数 r_1 为

$$r_1 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} (X_t - E(X_t))(X_{t+1} - E(X_{t+1}))}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - E(X_t))^2} = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} (T_t T_{t+1} + A_t A_{t+1})}{\text{var}(T_t) + \text{var}(A_t)} = \frac{\mu + \rho_1}{\mu + 1} \geq \frac{(\mu + 1)\rho_1}{\mu + 1} = \rho_1 \quad (10)$$

式中 ρ_1 为序列的实际一阶自相关系数; $\mu = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} T_t T_{t+1}}{\text{var}(A_t)} = \frac{\beta^2 n(n+1)}{3 \text{var}(A_t)}$, 对确定的序列长度, μ 为定值。

根据中国 3 种气象要素序列自相关系数的计算结果可知,去趋势后计算得到的一阶自相关系数均小于原始序列计算的自相关系数,这与上述理论分析一致。

5 结 论

(1) 序列中存在的正(负)自相关性不会改变 Mann-Kendall 趋势检验统计量的概率分布和期望,但将增大(减少)其方差,从而在某一显著性水平下,增大(降低)拒绝原假设的概率。同时,序列趋势项会增大其自相关系数的计算值,对于有明显趋势的序列,应先剔除趋势项后估算其自相关系数。

(2) 中国年降雨量的一阶自相关系数不显著,且其 3 种趋势检验方法结果的差异不明显,可以直接采用普通 Mann-Kendall 对其进行趋势检验。年平均气温和蒸发皿蒸发量的一阶自相关系数显著性较高,需要采用修正 Mann-Kendall 方法进行趋势检验。地区分布上,北方流域站点较南方流域自相关系数更为显著,且具有普遍性。趋势项对平均气温自相关系数的影响较为明显,需要采用 TFPW-MK 方法来进行平均气温的趋势检验。

(3) 本文提及的 Mann-Kendall 检验修正方法都是建立在数据序列为一阶自相关基础上,实际数据序列不完全符合该假设,个别站点出现了 3 种检验方法结果表现反常的情况,需要采用更加适合的模型来描述实际数据的自相关性质。通过修正自相关序列检验值 S 统计量的方差,能够更全面准确地刻画序列自相关性质对 MK 检验的影响,这是有待进一步开展的工作。

参考文献:

- [1] MANN H B. Nonparametric tests against trend [J]. *Econometrica*, 1945, 13: 245-259.
- [2] KENDALL M G. Rank correlation methods[M]. London: Charles Griffin, 1975: 202.
- [3] YUE S, WANG C Y. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann-Kendall test [J]. *Water Resources Research*, 2002, 38(6): 1-7.
- [4] von STORCH H. Misuses of statistical analysis in climate research [C]//von STORCH H, NAVARRA A. *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*. Berlin: Springer-Verlag, 1995: 11-26.
- [5] 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: 90-105.
- [6] ABDUL AZIZ O I, BURN D H. Trends and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River basin[J]. Journal of Hydrology, 2006, 319: 282-294.
- [7] 王艳君, 姜彤, 许崇育. 长江流域 20 cm 蒸发皿蒸发量的时空变化[J]. 水科学进展, 2006, 17(6): 830-833. (WANG Yanjun, JIANG Tong, XU Chongyu. Spatial temporal change of 20 cm pan evaporation over the Yangtze River basin[J]. Advances in Water Science, 2006, 17(6): 830-833. (in Chinese))
- [8] 丛振涛, 倪广恒, 杨大文, 等. “蒸发悖论”在中国的规律分析[J]. 水科学进展, 2008, 19(2): 147-152. (CONG Zhentao, NI Guangheng, YANG Dawen, et al. Evaporation paradox in China [J]. Advances in Water Science, 2008, 19(2): 147-152. (in Chinese))
- [9] 吴绍洪, 尹云鹤, 郑度, 等. 青藏高原近 30 年气候变化趋势[J]. 地理学报, 2005, 60(1): 3-11. (WU Shaohong, YIN Yunhe, ZHENG Du, et al. Climate changes in the Tibetan Plateau during the three decades [J]. Acta Geographica Sinica, 2005, 60(1): 3-11. (in Chinese))
- [10] 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))
- [11] ANDERSON R L. Distribution of the serial correlation coefficients [J]. Annals of Mathematical Statistics, 1942, 13(1): 1-13.
- [12] SEN P K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau [J]. Journal of the American Statistical Association, 1968, 63: 1379-1389.

Comparison of three Mann-Kendall methods based on the China's meteorological data *

ZHANG Danwu, CONG Zhentao, NI Guangheng

(State Key Laboratory of Hydrosience and Engineering, Department of Hydraulic and Engineering,
Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Trend test is an essential topic in climate change research. Three trend test methods, Mann-Kendall, Pre-Whitening Mann-Kendall and Trend-Free Pre-Whitening Mann-Kendall, are employed to analyze trends and autocorrelations of annual precipitation, pan evaporation and average air temperature spatially and temporally across China. The meteorological variables are observed at 317 stations during the period 1956—2005. Specifically, the autocorrelation of annual precipitation is insignificant, resulting in the similar trend analysis results for the three methods. While both annual pan evaporation and average temperature exhibit significant autocorrelations, which result in distinct trend test results using the three methods. Thus, the autocorrelation must be properly considered when conducting a trend test for both annual pan evaporation and average air temperature. In general, meteorological data from northern basins has a more significant autocorrelation than the southern one. In addition, the effects of trend on the estimated autocorrelation coefficient and correlation on the Mann-Kendall statistics are also investigated theoretically. Results indicate that the positive correlation magnifies the series trend significance and the trend existed in the series may contaminate the lag-1 autocorrelation coefficient in turn.

Key words: Mann-Kendall trend test; autocorrelation coefficient; climate change

* The study is financially supported by the National Natural Science Foundation of China (No. 50979039; No. 50939004).