

Detecting Temporal Variations of Temperature Characteristics in Jinghe Watershed

Yongsheng Zhang^{1,2}, Xi Chen^{1,2*}, Man Gao^{1,2}, Zhicai Zhang^{1,2}, Qinbo Cheng^{1,2}

¹State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjing Jiangsu

²College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing Jiangsu

Email: yszhangvip@163.com, *xichen@hhu.edu.cn

Received: Jan. 21st, 2017; accepted: Feb. 7th, 2017; published: Feb. 10th, 2017

Abstract

Temporal variation of temperature not only presents overall rising trend, but also presents differences both the rising trend and range in different period. Variations characteristics of mean, variance and linear trend term changes in maximum, minimum and mean temperatures of four basic meteorological stations in the Jinghe Watershed were detected using change-point test method based on Schwarz information criterion. The research results indicate that the annual maximum, minimum and average temperatures in every meteorological station show increasing trends, the mutation of temperature occurred mainly in the mid-1990s and the mutation type present some differences before and after the change. Compared with Mann-Kendall method, the proposed method that based on Schwarz information criterion not only can test the mutation of the time, but also can quantitatively describe the temperature variation characteristics.

Keywords

Schwarz Information Criterion, Mann-Kendall Method, Temperature, Abrupt Change Test

泾河流域气温时序变异特征识别

张永生^{1,2}, 陈喜^{1,2*}, 高满^{1,2}, 张志才^{1,2}, 程勤波^{1,2}

¹河海大学水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 江苏 南京

²河海大学水文水资源学院, 江苏 南京

Email: yszhangvip@163.com, *xichen@hhu.edu.cn

收稿日期: 2017年1月21日; 录用日期: 2017年2月7日; 发布日期: 2017年2月10日

摘要

气温变异不仅呈现时序上总体升高的趋势性, 而且呈现出不同时段内升高趋势及变化幅度的差异。本文基于施

作者简介: 张永生(1990-), 男, 河北石家庄人, 硕士研究生, 主要从事水文物理规律模拟及水文预报。

*通讯作者。

瓦兹信息准则的突变检验法, 分析泾河流域4个基本气象站最高气温、最低气温、平均气温均值、方差以及趋势项线性变化的变异特征。研究表明: 各气象站年最高、最低、平均气温均呈上升趋势, 突变发生时间大都在20世纪90年代中期, 但在变点前后各站气温变异类型存在差异。与Mann-Kendall方法相比, 基于施瓦兹信息准则的突变检验不仅可以检测出突变发生的时间, 而且可以定量描述变点前后气温变化特征。

关键词

施瓦兹信息准则, Mann-Kendall法, 气温, 突变检验

Copyright © 2017 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

IPCC 第四次评估报告指出[1]: 过去 100 年来全球地表温度升高 0.74°C , 变暖幅度自 20 世纪 90 年代以来明显加速, 预计到 21 世纪末, 全球地表平均增温将达 $1.1^{\circ}\text{C}\sim 6.4^{\circ}\text{C}$ 。以气温升高为背景的全球气候变化, 影响水文循环过程以及水资源演变和陆面生态系统等, 因此研究气温变化特征显得尤为重要。

气温变异通常呈现时序上总体升高的趋势性, 同时在不同时段内升高的趋势及变化幅度存在差异, 如 Lovejoy [2]发现 1998 年以来全球增温出现停滞现象。因此, 气温变异识别涉及到这些变化特征差异发生的时间点(变点)识别以及趋势性和变幅的识别。从统计学角度, 可归纳为序列的均值、方差和趋势变化的显著性识别。目前对于气温变异识别多集中于突变点检验, 即随机时间序列的变点位置检验和变点个数估计[3]。检测方法有最大似然估计法[4]、贝叶斯方法[5]、滑动 T 检验法[6]、Cramer 法[6]、Mann-Kendall (M-K)秩次检验[6] [7]、Pettitt 检验法[8]等。已有研究表明, 我国北方地区气温突变时间大都出现在上世纪 90 年代, 如祁连山春、夏季气温在 1997 年发生突变[9]; 河西走廊地区年平均气温和最高气温暖突变均出现在 20 世纪 90 年代中后期, 最低气温暖突变出现在 1994 年[10]; 海河流域气温突变主要发生在 20 世纪 90 年代, 并且 2 月、3 月份发生突变的范围最广[11]; 延安市年平均气温和平均最高气温突变点分别出现在 1990 年和 1997 年[12]; 渭河流域大部分气象站点气温突变出现在 20 世纪 90 年代[13]; 甘肃省年平均气温出现突变的时间在 1994 年前后[14]。但上述地区不同季节平均、最高、最低气温突变时间也呈现差异性, 如祁连山秋、冬季在 1985 年左右发生突变[9]; 延安市年最低气温的突变时间在 1987 年[12]。且同一系列可能具有多个突变点, 如海河流域气温突变还发生在 20 世纪 70 年代[11]。

在突变点识别基础上, 需要进一步定量描述突变前后气温升高趋势和变幅的差异。为此, 本文基于施瓦兹信息准则[15]突变检验法, 以泾河流域环县、平凉、西峰镇和长武四个基本气象站气温观测资料为例, 不仅检测年最高、最低及平均气温时序突变点发生的时间, 而且选择突变点前后气温时序变异特征最适合的数学模型。在与 Mann-Kendall 变点识别结果对比分析基础上, 论证基于施瓦兹信息准则时序变异识别的可靠性及可行性。

2. 研究区站点及资料

泾河流域位于黄土高原腹地, $106^{\circ}20'\sim 108^{\circ}48'\text{E}$, $34^{\circ}24'\sim 37^{\circ}20'\text{N}$, 处于六盘山和子午岭之间, 流域绝大部分属于陇东黄土高原, 位于黄河中上游地区, 是渭河的一级支流, 黄河的二级支流。流域面积为 $45,373\text{ km}^2$, 干流长 455 km , 发源于宁夏回族自治区泾源县六盘山东麓; 流域气候是典型的温带大陆性气候, 为暖温带—温带、半湿润—半干旱的过渡地带, 生态环境脆弱, 受大陆季风影响, 降雨量由南向北递减, 年平均降雨 510 mm , 年际变化大, 暴雨集中在夏秋两季, 约占全年降雨的 $50\%\sim 60\%$; 流域平均年径流深为 70 mm 。

本文以泾河流域内环县、平凉、西峰镇、长武 4 个基本气象站(表 1)作为研究对象, 采用国家气象局发布的

最高气温、最低气温和平均气温逐日数据，进行年气温时序变异识别。

3. 突变分析方法

3.1. 突变类型及定量分析模型

某一变量 y_t 时间序列模型可以表述为：

$$y_t = F(t) + \varepsilon_t, \quad (t = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

式中： $F(t)$ 为确定性项， ε_t 为随机项。

序列 y_t 在某一时间 k 发生统计意义上变异具有下列几种情形：确定性项 $F(t)$ 发生变化，包括序列均值、趋势性变化、周期性变化；随机项发生变化，即 ε_t 的方差变化。Chen 等[3]考虑序列均值 μ 、趋势项线性变化 $(\lambda + \beta t)$ 以及 ε_t 方差变化，提出了表 2 所列的突变模型以及对应的时间序列如图 1 所示。

3.2. 变点识别准则

施瓦兹信息准则[15] (Schwarz information criterion, 简称 SIC)是由 Schwarz 在赤池信息量准则(Akaike information criterion, 简称 AIC)的基础上提出的,它可以寻找出突变点的位置以及选择最合适的突变模型[16],

Table 1. Temperature characteristic values in Jinghe watershed
表 1. 泾河流域气温特征值

台站名称	经纬度	最高气温/°C	最低气温/°C	平均气温/°C	系列长/a
环县	107°15'E 36°35'N	15.7	3.2	8.8	1958~2009
平凉	106°40'E 35°33'N	15.4	3.9	9.0	1956~2009
西峰镇	107°38'E 35°44'N	14.0	4.6	8.8	1953~2009
长武	117°48'E 35°12'N	15.2	4.2	9.3	1957~2009

Table 2. The types of mutation model and description
表 2. 突变模型类型及描述

突变模式	模型描述	公式
i	均值、方差均不变	$y_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (t = 1, \dots, n)$
ii	均值突变	$y_t = \begin{cases} \mu_1 + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = 1, \dots, k) \\ \mu_2 + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = k + 1, \dots, n) \end{cases}$
iii	方差突变	$y_t = \begin{cases} \mu + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2) & (t = 1, \dots, k) \\ \mu + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_2^2) & (t = k + 1, \dots, n) \end{cases}$
iv	均值、方差均突变	$y_t = \begin{cases} \mu_1 + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2) & (t = 1, \dots, k) \\ \mu_2 + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_2^2) & (t = k + 1, \dots, n) \end{cases}$
v	截距、趋势均不变	$y_t = \lambda + \beta t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (t = 1, \dots, n)$
vi	截距突变	$y_t = \begin{cases} \lambda_1 + \beta t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = 1, \dots, k) \\ \lambda_2 + \beta t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = k + 1, \dots, n) \end{cases}$
vii	截距、趋势均突变	$y_t = \begin{cases} \lambda_1 + \beta_1 t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = 1, \dots, k) \\ \lambda_2 + \beta_2 t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) & (t = k + 1, \dots, n) \end{cases}$

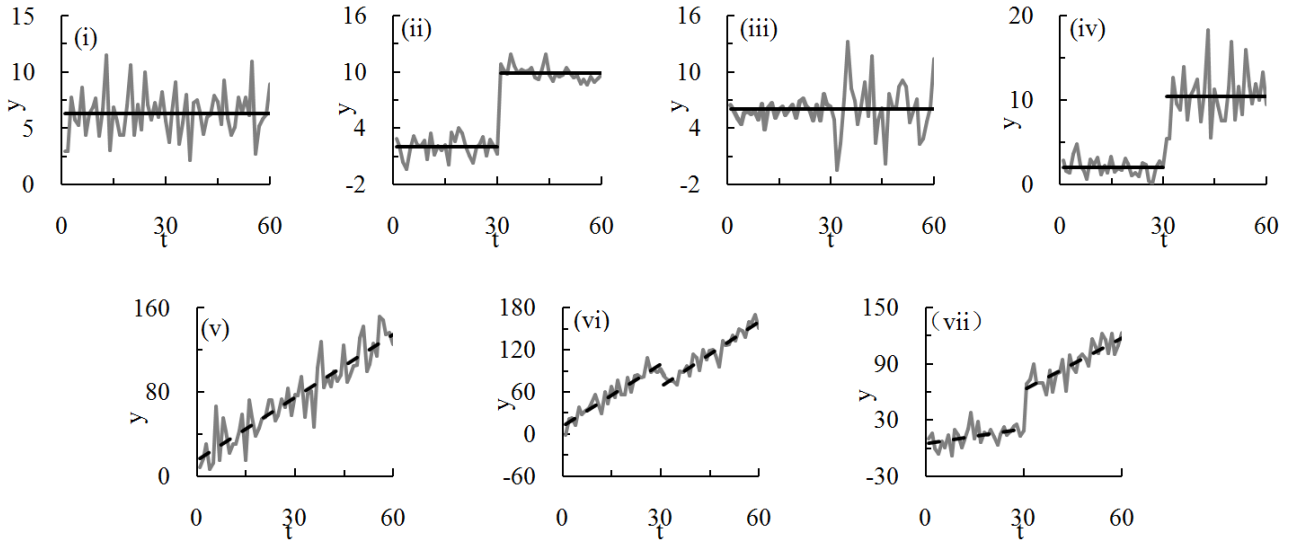


Figure 1. The time sequence of different mutation models (i) Constant mean and variance (ii) Shift in the mean (iii) Shift in the variance (iv) Shift in both the mean and variance (v) Intercept and linear trend (vi) Shift in the intercept (vii) Shift in both the intercept and linear trend

图 1. 不同突变模型的时间序列(i)均值、方差均不变(ii)均值突变(iii)方差突变(iv)均值、方差均突变(v)截距、趋势均不变(vi)截距突变(vii)截距、趋势均突变

SIC 一般形式表示如下：

$$SIC_j = -2 \log L(\hat{\theta}_j) + c_j \log n, \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (2)$$

式中， SIC_j 是模型 j 的 SIC 值， $L(\hat{\theta}_j)$ 是模型的最大似然函数， c_j 是模型中需要估计的参数个数， n 是样本数。最可能的突变点位置处 SIC 值最小，因此，SIC 值最小的模型是描述变点前后序列变化最合适的模型[17]。

3.3. 统计检验

对于独立随机正态变量序列 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ ，其对应的统计参数为 $(\mu_1, \sigma_1^2), (\mu_2, \sigma_2^2), \dots, (\mu_n, \sigma_n^2)$ ，均值 μ 和方差 σ^2 不变的统计检验假设：

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n = \mu, \\ \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2 \end{aligned} \quad (3)$$

对于统计假设 H_0 ， μ 和 σ^2 的最大似然估计为 $\hat{\mu} = \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ 、 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ 。

相应的 SIC 计算公式为：

$$SIC(n) = n \log 2\pi + n \log \hat{\sigma}^2 + n + 2 \log n \quad (4)$$

均值 μ 和方差 σ^2 发生变化的统计检验假设：

$$\begin{aligned} H_1 : \mu_1 = \dots = \mu_k \neq \mu_{k+1} = \dots = \mu_n, \\ \sigma_1^2 = \dots = \sigma_k^2 \neq \sigma_{k+1}^2 = \dots = \sigma_n^2 \end{aligned} \quad (5)$$

对于统计假设 H_1 ： $\mu_1, \mu_n, \sigma_1^2, \sigma_n^2$ 采用最大似然法进行估计，即 $\hat{\mu}_1 = \bar{y}_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_i$ 、 $\hat{\mu}_n = \bar{y}_{n-k} = \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n y_i$ ；

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y}_k)^2, \quad \hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n (y_i - \bar{y}_{n-k})^2。$$

相应的 SIC 计算公式为:

$$\text{SIC}(k) = n \log 2\pi + k \log \hat{\sigma}_1^2 + (n-k) \log \hat{\sigma}_N^2 + n + 4 \log n, \quad (2 \leq k \leq n-2) \quad (6)$$

选择接受 H_0 取决于最小信息标准的原则, 即当 $\text{SIC}(n) \leq \min_{2 \leq k \leq n-2} \{\text{SIC}(k)\}$ 时, 接受统计假设 H_0 ; 当 $\text{SIC}(\hat{k}) = \min_{2 \leq k \leq n-2} \{\text{SIC}(k)\} < \text{SIC}(n)$, 接受统计假设 H_1 , 变点最可能出现在 \hat{k} 处。但当 $\min_{2 \leq k \leq n-2} \{\text{SIC}(k)\}$ 与 $\text{SIC}(n)$ 非常接近时, 可能是由于数据扰动引起的, 不存在变点。基于此, 引入显著性水平以及与之相联系的临界值 C_α [18], 且 $C_\alpha \geq 0$ 。若

$$\min_{2 \leq k \leq n-2} \{\text{SIC}(k)\} + C_\alpha < \text{SIC}(n) \quad (7)$$

则接受 H_1 , 认为系列 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ 存在突变点。

上述阐述的是均值和方差均突变[3]情况, 其它突变模型 SIC 计算公式见表 3。

3.4. Mann-Kendall 突变检验

为了进行对比, 本文还采用 Mann-Kendall 方法进行突变点检验。对于具有 n 个样本量的时间序列 x , 构造一个秩序列:

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i, \quad (k = 2, 3, \dots, n) \quad (8)$$

其中

$$r_i = \begin{cases} +1, & x_i > x_j \\ 0, & x_i \leq x_j \end{cases} \quad (j = 1, 2, \dots, i) \quad (9)$$

由上式可见, 秩序列 S_k 是第 i 时刻数值大于第 j 时刻数值个数的累计值。

构造统计量 UF_k :

$$UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}}, \quad (k = 1, 2, \dots, n) \quad (10)$$

式中: $E(S_k)$ 和 $\text{Var}(S_k)$ 分别为 S_k 的期望和方差, 它们可由下式计算得到:

$$E(S_k) = \frac{k(k-1)}{4} \quad (11)$$

$$\text{Var}(S_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \quad (12)$$

逆序排列时间序列 x , 再重复上述过程, 同时令 $UB_k = -UF_k$ 。当 UF_k 大于 0 时, 表明序列呈上升趋势; 反之亦然。当超过临界直线时表明上升或下降趋势显著。如果 UF_k 和 UB_k 两条曲线出现交点, 且交点在临界线之间, 那么交点对应的时刻就是突变时间。

4. 结果与分析

4.1. 基于施瓦兹信息准则变点识别结果

对于逐年最高气温序列, 根据统计检验假设识别各种突变类型及定量分析模型的变点可能出现时间及 SIC 值见表 4, 选择 SIC 最小对应的变动时间和模型见表 4 和图 2。总体来看, 四站最高气温都有升高的趋势, 但变化类型存在差异。根据 SIC 最小准则, 环县最高气温最适合于截距、趋势均突变的线性回归模型(vii), 突变最

可能出现的时间是 1967 年, 突变前后截距(λ_1 、 λ_2)相差 1.05℃, 1967 年前后最高气温呈现相反趋势; 平凉和西峰镇最高气温都属于均值、方差均突变的模型(iv), 突变时间均发生在 1996 年, 变点前后两站均值 μ 分别升高 1.36 和 1.34℃, 方差 σ^2 分别减少 0.32、0.35; 长武最高气温最适于均值突变模型(ii), 变点出现在 1993 年, 均值 μ 增加 1.26℃。

各站最低及平均气温识别结果与表 4 类似, 分别归纳为表 5、表 6。最低气温与最高气温突变出现的时间以及类型存在一定差异(表 5), 环县和长武最低气温最可能适于均值突变模型(ii), 突变最可能出现的时间分别为 1997 年、1996 年, 变点前后环县最低气温升高 1.01℃、长武仅升高 0.35℃, 且由于长武 SIC 值相差不大, 此变点可能是数据扰动原因造成的伪突变点; 平凉最适合于截距、趋势均突变的线性回归模型(vii), 突变时间发生在 1966 年, 突变前后截距 λ 相差 1.14℃, 趋势性 β 变化 0.04℃/a; 西峰镇属于截距突变、趋势不变的线性回归模型(vi), 突变时间发生在 1997 年, 变点前后截距 λ 分别为 3.61 和 2.17℃。

平均气温的变点识别和模型选择结果(表 6), 与最低气温在变点前后变化模型选择较一致, 但突变点出现时间不一致。环县和长武平均气温最可能适于均值突变模型(ii), 环县突变最可能出现的时间为 1986 年, 突变后气温升高 1.12℃, 而长武突变出现的时间为 1993 年, 突变后均值升高 0.65℃; 平凉、西峰镇平均气温均属于截距突变、趋势不变的线性回归模型(vi), 突变均发生在 1996 年, 变点前后截距分别相差 0.04℃和 0.08℃。

Table 3. The SIC calculation formulas of mutation model [1] [16] [17] [18] [19]

表 3. 突变模型的 SIC 计算公式[1] [16] [17] [18] [19]

模型	公式
均值、方差均不变(i)	$SIC = n \log(RSS) + n(1 + \log 2\pi) + (2 - n) \log n$ 其中, $RSS = \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2$
均值突变(ii)	$SIC(k) = n \log(RSS) + n(1 + \log 2\pi) + (3 - n) \log n$ 其中, $RSS = \sum_{t=1}^k (y_t - \bar{y}_k)^2 + \sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y}_{n-k})^2$
方差突变(iii)	$SIC(k) = n \log 2\pi + k \log \hat{\sigma}_1^2 + (n - k) \log \hat{\sigma}_n^2 + n + 3 \log n$
均值、方差均突变(iv)	$SIC(k) = n \log 2\pi + k \log \hat{\sigma}_1^2 + (n - k) \log \hat{\sigma}_n^2 + n + 4 \log n$
截距、趋势均不变(v)	$SIC = n \log(RSS) + n(1 + \log 2\pi) + (3 - n) \log n$ 其中, $RSS = \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{\lambda} - \hat{\beta}t)^2$
截距突变(vi)	$SIC(k) = n \log(RSS) + n(1 + \log 2\pi) + (4 - n) \log n$ 其中, $RSS = \sum_{t=1}^k (y_t - \hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}t)^2 + \sum_{t=k+1}^n (y_t - \hat{\lambda}_2 - \hat{\beta}t)^2$
截距、趋势均突变(vii)	$SIC(k) = n \log(RSS) + n(1 + \log 2\pi) + (5 - n) \log n$ 其中, $RSS = \sum_{t=1}^k (y_t - \hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}_1t)^2 + \sum_{t=k+1}^n (y_t - \hat{\lambda}_2 - \hat{\beta}_2t)^2$

Table 4. Results of the change point analysis of maximum temperature

表 4. 最高气温变点识别结果

站点	模型	时间	SIC	参数估计
环县	i, ii, iii, iv, v, vi, vii	-, 1967, 1967, 1967, -, 1968, 1967	185.37, 135.65, 171.64, 139.55, 145.12, 140.94, 127.12	$\lambda_1 = 13.99, \beta_1 = -0.09, \lambda_2 = 15.04, \beta_2 = 0.04$
平凉	i, ii, iii, iv , v, vi, vii	-, 1996, 1963, 1996 , -, 1996, 1996	144.18, 114.97, 143.66, 112.76 , 125.52, 117.40, 121.39	$\mu_1 = 15.02, \sigma_1^2 = 0.69, \mu_2 = 16.38, \sigma_2^2 = 0.37$
西峰镇	i, ii, iii, iv , v, vi, vii	-, 1993, 1963, 1996 , -, 1993, 1993	157.93, 132.81, 156.54, 131.92 , 145.98, 136.91, 140.02	$\mu_1 = 13.66, \sigma_1^2 = 0.77, \mu_2 = 15.00, \sigma_2^2 = 0.42,$
长武	i, ii , iii, iv, v, vi, vii	-, 1993 , 1962, 1996, -, 1993, 1993	146.24, 121.45 , 143.35, 123.24, 134.60, 125.42, 129.06	$\mu_1 = 14.85, \mu_2 = 16.11, \sigma^2 = 0.89$

注: 粗体代表选定的模型、突变时间及相应的 SIC 值。

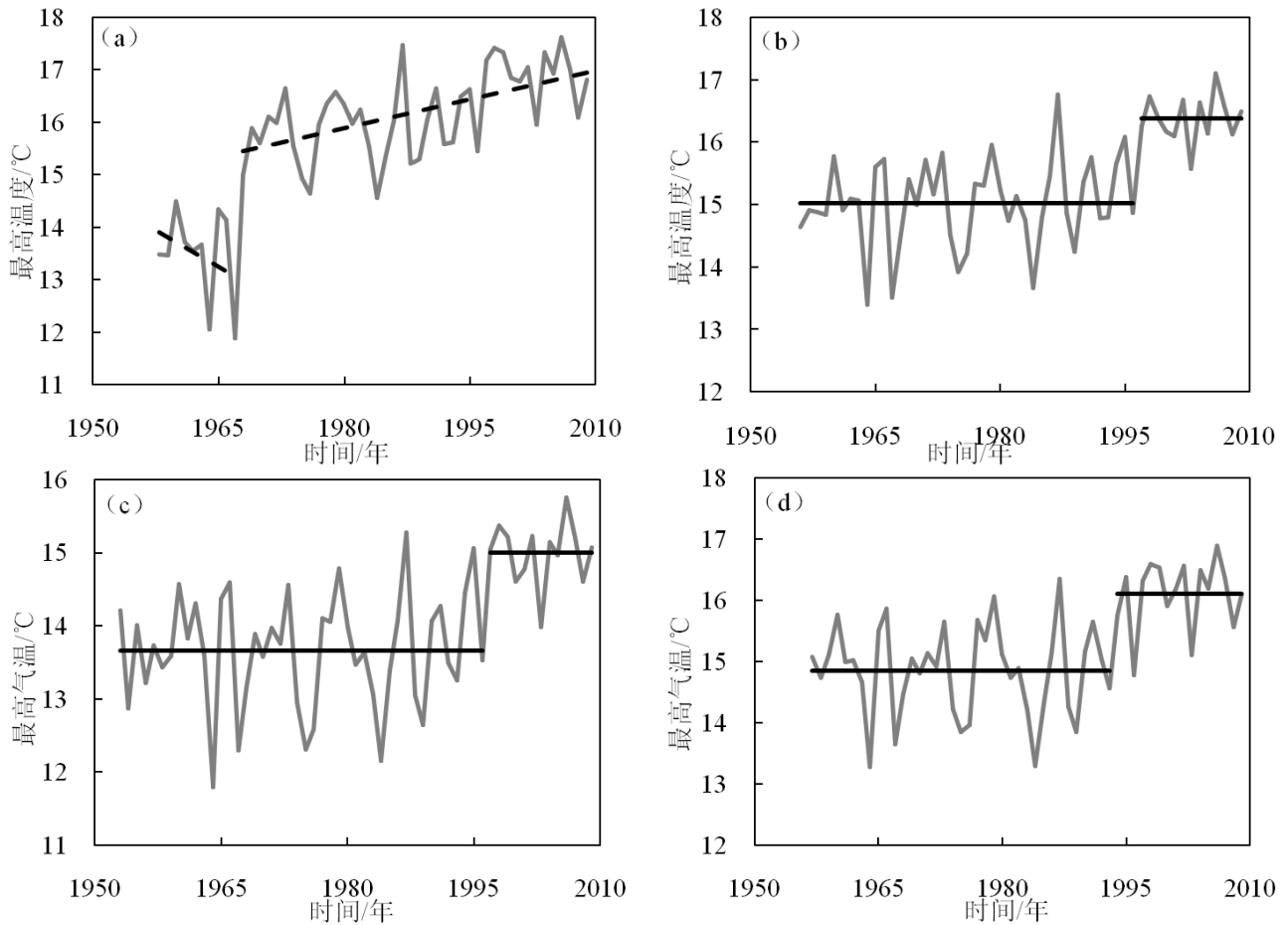


Figure 2. The change point detection and model selection of maximum temperature (a) Huanxian Station; (b) Pingliang Station; (c) Xifengzhen Station; (d) Changwu Station

图 2. 最高气温变点识别及模型选择 (a) 环县站; (b) 平凉站; (c) 西峰镇站; (d) 长武站

Table 5. Results of the change point analysis of minimum temperature

表 5. 最低气温变点识别结果

站点	模型	变异时间	最小 SIC	参数估计
环县	ii	1997	73.71	$\mu_1 = 3.00, \mu_2 = 4.01, \sigma^2 = 0.42$
平凉	vii	1966	54.46	$\lambda_1 = 3.55, \beta_1 = 0.01, \lambda_2 = 2.41, \beta_2 = 0.05$
西峰镇	vi	1997	76.02	$\lambda_1 = 3.61, \lambda_2 = 2.17, \beta = 0.05$
长武	ii	1996	52.19	$\mu_1 = 4.12, \mu_2 = 4.47, \sigma^2 = 0.38$

Table 6. Results of the change point analysis of mean temperature

表 6. 平均气温变点识别结果

站点	模型	变异时间	最小 SIC	参数估计
环县	ii	1986	101.54	$\mu_1 = 8.32, \mu_2 = 9.44, \sigma^2 = 0.57$
平凉	vi	1996	63.31	$\lambda_1 = 8.47, \lambda_2 = 8.43, \beta = 0.02$
西峰镇	vi	1996	87.37	$\lambda_1 = 8.11, \lambda_2 = 8.03, \beta = 0.03$
长武	ii	1993	68.58	$\mu_1 = 9.11, \mu_2 = 9.76, \sigma^2 = 0.41$

Table 7. Results of the change point analysis of temperature in Jinghe watershed
表 7. 泾河流域气温变点识别结果

台站	分析方法	最高气温	最低气温	平均气温
环县	SIC	1967(vii)	1997(ii)	1986(ii)
	M-K	1977*	1998	1986*
平凉	SIC	1996(iv)	1966(vii)	1996(vi)
	M-K	1995	1996*	1996
西峰镇	SIC	1996(iv)	1997(vi)	1996(vi)
	M-K	1996	1993*	1995
长武	SIC	1996(ii)	1996**(ii)	1993(ii)
	M-K	1994	1997	1997

*代表 UF_k 和 UB_k 统计量交点超出 $\alpha = 0.05$ 显著性水平临界线；**代表没有通过 $\alpha = 0.05$ 显著性检验。

4.2. 对比分析

进一步采用 M-K 检验法分别对最高气温、最低气温、平均气温进行突变检验，与基于施瓦兹信息准则的突变检验法所得到的各站气温突变时间见表 7，可以看出：1) 基于施瓦兹信息准则的突变检验除长武最低气温没有通过 $\alpha = 0.05$ 的显著性检验，其它站点气温时序突变点均通过统计检验；2) 虽然 M-K 得到环县最高气温、平均气温和平凉、西峰镇最低气温的突变检验统计曲线 UF_k 和 UB_k 都有一个显著的交汇点，但交点超出了显著性水平临界线，因此，不能判断它是否是突变点[6]，或 M-K 法检验的这些序列突变点可能是伪突变点。利用超出了显著性水平临界线的交点得出的突变点时间与基于施瓦兹信息准则的突变检验结果大都不一致(如环县最高气温变点，平凉、西峰镇最低气温变点)；3) 两种突变检验方法所得到的突变时间基本一致，变点出现时间除环县最高气温、平均气温和平凉最低气温分别为 1967 年、1986 年和 1966 年外，其余突变发生时间均为 20 世纪 90 年代中期。

5. 结论

本文采用基于施瓦兹信息准则的突变检验法和 Mann-Kendall 非参数统计方法对泾河流域四个气象站点的年最高气温、最低气温和平均气温进行突变检验，综合分析结果，得到以下结论：

- 1) 各站最高、最低、平均气温呈现上升趋势，但在变点前后各站最高、最低、平均气温变化类型(模型)存在差异。
- 2) 两种突变点检验法所得到的结果大体一致，变点发生时间大都在 20 世纪 90 年代中期。但对于未通过统计检验的突变点识别，两种方法得出的结果差异大。
- 3) 相对于 Mann-Kendall 方法，基于施瓦兹信息准则不仅可以检验出突变点出现时间，而且可以定量描述变点前后气温变化特征。

基金项目

国家自然科学基金重大项目(51190091)；江苏省高校自然科学研究项目(13KJB170018)。

参考文献 (References)

- [1] IPCC. IPCC Fourth Assessment Report (AR4). Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [2] LOVEJOY, S. Return periods of global climate fluctuations and the pause. Geophysical Research Letters, 2014, 41(13): 4704-4710. <https://doi.org/10.1002/2014GL060478>

- [3] CHEN, J., GUPTA, A. K. Parametric statistical change point analysis: With applications to genetics, medicine, and finance. Springer Science & Business Media, 2011.
- [4] WORSLEY K. J. On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74(366): 365-367. <https://doi.org/10.2307/2286336>
- [5] CHERNOFF, H., ZACKS, S. Estimating the current mean of a normal distribution which is subjected to changes in time. *The Annals of Mathematical Statistics*, 1964, 35(3): 999-1018. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177700517>
- [6] 符淙斌, 王强. 气候突变的定义和检测方法[J]. *大气科学*, 1992, 16(4): 482-493.
FU Congbin, WANG Qiang. The definition and detection of the abrupt climatic change. *Scientia Atmospherica Sinica*, 1992, 16(4): 482-493. (in Chinese)
- [7] MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 1945, 13(3): 245-259. <https://doi.org/10.2307/1907187>
- [8] PETTITT, A. N. A non-parametric approach to the change-point problem. *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, 1979, 28(2): 126-135.
- [9] 贾文雄, 何元庆, 李宗省, 等. 祁连山区气候变化的区域差异特征及突变分析[J]. *地理学报*, 2008, 63(3): 257-269.
JIA Wenxiong, HE Yuanqing, LI Zongxing, et al. The regional difference and catastrophe of climatic change in Qilian Mt. Region. *Acta Geographica Sinica*, 2008, 63(3): 257-269. (in Chinese)
- [10] 高振荣, 田庆明, 刘晓云, 等. 近 58 年河西走廊地区气温变化及突变分析[J]. *干旱区研究*, 2010, 27(2): 194-203.
GAO Zhenrong, TIAN Qingming, LIU Xiaoyun, et al. Characteristics and abruptchange of temperature in the Hexi corridor in recent 58 years. *Arid Zone Research*, 2010, 27(2): 194-203. (in Chinese)
- [11] 徐丽梅, 郭英, 刘敏, 等. 1957 年至 2008 年海河流域气温变化趋势和突变分析[J]. *资源科学*, 2011, 33(5): 995-1001.
XU Limei, GUO Ying, LIU Min, et al. Analysis of temperature trends and change points in the Haihe River Basin over the last 50 years. *Resources Science*, 2011, 33(5): 995-1001. (in Chinese)
- [12] 卢爱刚, 王瑛. 延安市近 60 年气温与降水趋势突变分析[J]. *干旱区资源与环境*, 2012, 26(1): 60-62.
LU Aigang, WANG Ying. Analysis on temperature andprecipitation variations in Yan'an city in the recent 60years. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2012, 26(1): 60-62. (in Chinese)
- [13] 占车生, 乔晨, 徐宗学, 等. 渭河流域近 50 年来气候变化趋势及突变分析[J]. *北京师范大学学报(自然科学版)*, 2012, 48(4): 399-405.
ZHAN Chesheng, QIAO Chen, XU Zongxue, et al. Climate change and mutation analysis in Weihe river basin in the last 50 years. *Journal of Beijing Normal University (Natural Science)*, 2012, 48(4): 399-405. (in Chinese)
- [14] 邢轶兰, 邸利, 何毅, 等. 1960-2013 年甘肃省气温、降水变化特征分析[J]. *中国农学通报*, 2015, 31(23): 175-181.
XING Yilan, DI Li, HE Yi, et al. Variation characteristics analysis of temperature and precipitation in Gansu Province from 1960 to 2013. *Chinese Agricultural Science Bulletin*, 2015, 31(23): 175-181. (in Chinese)
- [15] SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 1978, 6(2): 461-464.
<https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- [16] BEAULIEU, C., CHEN, J. and SARMIENTO, J. L. Change-point analysis as a tool to detect abrupt climate variations. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 2012, 370(1962): 1228-1249.
<https://doi.org/10.1098/rsta.2011.0383>
- [17] BEAULIEU, C., SARMIENTO, J. L., MIKALOFF FLETCHER, S. E., et al. Identification and characterization of abrupt changes in the land uptake of carbon. *Global Biogeochemical Cycles*, 2012, 26(1): 1-14.
<https://doi.org/10.1029/2010GB004024>
- [18] CHEN, J., GUPTA, A. K. Change point analysis of a Gaussian model. *Statistical Papers*, 1999, 40(3): 323-333.
<https://doi.org/10.1007/BF02929878>
- [19] CHEN, J., GUPTA, A. K. Testing and locating variance changepoints with application to stock prices. *Journal of the American Statistical Association*, 1997, 92(438):739-747. <https://doi.org/10.1080/01621459.1997.10474026>