

淮河中上游水文气象要素演变特征分析

冯 怡¹, 张 敏², 王 晶¹, 薛联青¹, 任 磊¹

(1. 河海大学水文水资源学院, 江苏 南京 210098;

2. 江苏省洪泽湖管理委员会办公室, 江苏 淮安 223100)

摘要: 基于淮河中上游 1960 ~ 2016 年日降水、日平均气温数据和 1969 ~ 2013 年洪泽湖实测出入湖流量数据, 采用线性趋势分析、5 年滑动平均、Mann-Kendall 检验、Pettitt 突变检验、Morlet 小波分析及 R/S 分析等多种方法, 进行水文气象要素时间序列的趋势分析、突变检验和周期分析, 并预测未来变化趋势。

关键词: 降水; 气温; 水文要素; 特征分析; 淮河流域

中图分类号: [TV11]

文献标识码: B

文章编号: 1007-7839 (2019) 03-0009-08

Analysis on the evolution characteristics of hydrometeorological elements in the middle and upper reaches of Huaihe River

FENG Yi¹, ZHANG Min², WANG Jing¹, XUE Lianqing¹, RENG Lei¹

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

2. Hongze Lake Management Committee Office of Jiangsu Province, Huaian 223100, Jiangsu)

Abstract: Based on the daily precipitation and daily average temperature data from 1960 to 2016 in the upper and middle reaches of the Huaihe River, and the measured water flow data of Hongze Lake from 1969 to 2013, a variety of methods such as linear trend analysis, 5-year moving average, Mann-Kendall test, Pettitt mutation test, Morlet wavelet Various methods and R/S analysis were used to perform trend analysis, mutation test and cycle analysis of hydrometeorological elements time series, and predict future trends.

Key words: precipitation; temperature; hydrological elements; characteristic analysis; Huaihe River Basin

0 引言

在全球变暖大背景下, 流域的降水、气温、径流等水文气象要素会发生不同程度的变化^[1]。研究流域内水文气象要素的变化规律和发展趋势, 有助于分析气候变化趋势和水文演变过程, 对区域水资源的合理利用与保护具有重要的意义。目前, 已有众多学者对国内不同地区的水文气象要素进

行演变特征研究。黄小燕^[2]等基于 1960 ~ 2011 年逐日气象资料对我国西北地区降水量及极端干旱气候变化特征进行分析, 贺伟^[3]等采用多种方法对 1961 ~ 2005 年东北地区的气温、降水变化趋势进行了研究, 孟秀敬^[4]等对近 57 年来河西走廊的气温降水进行了时空变化特征分析, 刘晓琼^[5]等对陕西榆林 1974 ~ 2012 年的气候变化特征进行了统计分析。淮河流域地处中国南北气候过渡

收稿日期: 2018-07-09

基金项目: 江苏省水利科技项目 (2017027)

作者简介: 冯怡 (1994—), 女, 硕士, 研究方向为生态水文。

带,是重要的地理生态分界线和生态环境脆弱区,对全球气候变化十分敏感^[6]。20世纪90年代以来,受全球气候变暖影响,淮河流域的降水、气温、径流等发生改变,流域性洪涝灾害呈现加剧趋势。洪泽湖作为淮河流域最大的调蓄型湖泊,其出入湖流量的变化过程对淮河地区的洪涝灾害具有重要影响。因此,本文基于一元线性趋势分析、Mann-Kendall 检验、Pettitt 突变检验、Morlet 小波分析及R/S分析等多种方法,对洪泽湖以上淮河中上游地区的降水、气温及洪泽湖的出入湖流量进行变化规律分析,进而为淮河流域水资源开发利用和洪涝灾害治理提供理论依据。

1 研究区域和数据

选取洪泽湖以上淮河流域为研究区域,流域水系呈典型的扇状分布,汇水面积为15.8万 km²^[7]。该地区介于长江流域和黄河流域之间,是北亚热带向暖温带过渡区,属大陆性季风气候,年平均气温约11~16℃,多年平均降水约920 mm,从南向北递减,受夏季风影响,降水主要出现在汛期(5~9月)。淮河干流为洪泽湖入湖水量的主要来源,约占87%^[7],洪泽湖多年平均入湖流量约1.13×10⁶ m³/s,出湖流量约为3.13×10⁵ m³/s。本文采用淮河流域20个气象站点1960~2016年的日降水和平均气温数据,数据来源于中国气象科学数据共享网(<http://data.cma.cn/>)。水文数据采用洪泽湖管理委员会办公室提供的1969~2013年洪泽湖出入湖实测流量资料。图1是洪泽湖以上淮河流域及水文气象站点分布图。

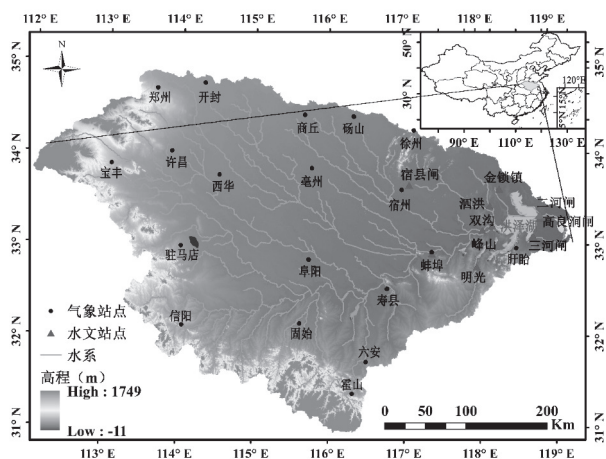


图1 淮河中上游水文气象站点分布图

2 研究方法

2.1 Mann-Kendall 非参数检验法

M-K 检验法分析突变点不需要样本遵从一定的分布,也不受少数异常值的干扰。M-K 检验法进行趋势检验时,假定时间序列 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$, n 为时间序列长度,趋势检验的统计量 b 的计算公式如下:

$$b = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (1)$$

式中, x_i 、 x_j 分别为 i 、 j 年的相应数据值, $i > j$, $\text{sgn}(\theta)$ 为符号函数, $\theta = x_i - x_j$ 。

$$\text{sgn} = \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

服从正态分布的检验统计值 Z 的计算公式为:

$$Z = \begin{cases} (b-1)/\sqrt{\frac{n(n-1)(2n+5)}{18}} & b > 0 \\ 0 & b = 0 \\ (b+1)/\sqrt{\frac{n(n-1)(2n+5)}{18}} & b < 0 \end{cases} \quad (3)$$

对给定显著性水平 α , 若 $|Z| \geq Z_{(1-\alpha)/2}$, 即在 α 显著水平上, 时间序列具有显著的增加或减少趋势。当统计值 $Z > 0$, 序列呈上升趋势; $Z < 0$, 序列为下降趋势。 Z 的绝对值越大, 说明序列变化趋势越显著。对显著性水平 $\alpha=0.05$, Z 的临界检验值为 ± 1.96 。

M-K 法的突变检验具体方法如下:

对时间序列 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 构建一个秩序列:

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i, k=2, 3, \dots, n \quad (4)$$

其中

$$r_i = \begin{cases} 1, & x_i > x_j \\ 0, & x_i < x_j \end{cases}, j=1, 2, \dots, i \quad (5)$$

假设时间序列随机, 则统计量计算公式为:

$$UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}} \quad k=1, 2, \dots, n \quad (6)$$

其中, $E(S_k) = \frac{k(k-1)}{4}$, $\text{Var}(S_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72}$ 且 $UF_1=0$ 。

在给出的显著性水平 α 上, 如果 $|UF_k| > U_\alpha$, 则表明时间序列具有显著的变化趋势。再将时间序列 X 按照逆序进行排列, 然后依照上述过程, 计算出 UF_k , 并且使:

$$\begin{cases} UB_k = -UF_k \\ k = n+1-k' \end{cases} \quad k=1, 2, \dots, n \quad (7)$$

令 $UB_1=0$, 取显著性水平 $\alpha=0.05$, 其临界值 $U_{0.05}=\pm 1.96$ 。若 $UF < 0$, 则表明序列呈上升趋势, 若 $UF > 0$, 则序列呈下降趋势, 当超过置信水平时, 表明上升(下降)趋势显著。如果 UF 和 UB 两条曲线出现交点, 且交点位于置信区间内, 那么交点对应的时刻即是突变开始的时刻。

2.2 Pettitt 突变检验法

Pettitt 突变检验法基于 Mann-Whitney 的统计函数 $U_{t,N}$, 认为两个样本 x_1, x_2, \dots, x_t 和 x_{t+1}, \dots, x_N 均来自于同一序列分布^[8]。对连续的序列 $U_{t,N}$ 计算公式为:

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_{j=1}^N \text{sgn}(x_t - x_j) \quad t=2, 3, \dots, N \quad (8)$$

式中, 检验统计量 U 为第一个样本的元素值大于第二个样本元素值的次数。Pettitt 方法的零假设 (H_0) 为数据序列不存在突变点。统计量 $k(t)$ 表示最显著的突变点 t 处 $U_{t,N}$ 为最大值, $k(t)$ 及相应的概率 P 的显著性检验公式为:

$$k(t) = \max_{1 \leq t \leq N} |U_{t,N}| \quad (9)$$

$$P \approx 2 \exp \{ -6U_{t,N}^2 / (N^3 + N^2) \} \quad (10)$$

2.3 小波分析法

对于时间序列函数 $y(t)$, Morlet 小波系数与时间序列 $y(t)$ 之间的关系为:

$$w_f(a, b) = |a|^{-1/2} \int_{-\infty}^{\infty} y(t) \hat{\psi} \left(\frac{t-b}{a} \right) dt \quad (11)$$

式中, $w_f(a, b)$ 为 Morlet 小波变换系数; a 是伸缩因子, 决定小波宽度; b 是平移因子, 是反映小波位置移动的参数; $\hat{\psi}$ 为 $\psi(t)$ 的复共轭函数。

采用 Matlab 小波分析工具箱里的 Morlet 小波母函数对水文气象要素时间序列进行分析。

Morlet 函数解析形式为:

$$\psi(x) = Ce^{-x^2/2} \cos(5x) \quad (12)$$

式中, C 为 Morlet 小波中心频率。

小波方差为:

$$W_p(a) = W_f(a, b)^2 \quad (13)$$

在一定的时间尺度下, 小波方差表示时间序

列在该尺度中周期波动的强弱, 小波方差随尺度的变化过程能反映时间序列中所包含的各种时间尺度(周期)及其强弱随尺度的变化特征, 对应峰值处的尺度即为该序列的主要时间尺度, 即主要周期^[9]。

2.4 R/S 分析法

Hurst 在研究尼罗河水文资料时发现了一种新的分析方法——R/S 分析法^[10]。

假定一个时间序列 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 对任意一个正整数 $\tau \geq 1$, 均值序列为:

$$y(t) = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} x(t) \quad (14)$$

累积离差:

$$F(t, \tau) = \sum_{u=1}^t [x(u) - y(\tau)] \quad 1 \leq t \leq \tau \quad (15)$$

极差:

$$R(\tau) = \max_{1 \leq t \leq \tau} F(t, \tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} F(t, \tau) \quad (16)$$

标准差:

$$S(\tau) = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} (x(t) - y(\tau))^2 \right] \quad (17)$$

经分析, 得到极差与标准差之间的关系:

$$\frac{R(\tau)}{S(\tau)} = (c\tau)^H \quad (18)$$

其中, c 为常数, H 为 Hurst 指数。方程(18)线性模拟后可得 Hurst 指数 ($0 < H < 1$)。

$$\ln(R(\tau)/S(\tau)) = H \ln c + H \ln \tau \quad (19)$$

当 $H=0.5$ 时, 意味着该序列数据之间是相互独立的, 具有随机性; 当 $0 < H < 0.5$ 时, 表明该序列存在反持续性特征, 即将来的变化趋势与过去的变化趋势相异; 当 $0.5 < H < 1$ 时, 表明该序列存在持续性, 即将来的变化趋势与过去的变化趋势相同, 且 H 值越靠近 1, 持续性强度就越强。Hurst 指数可以表明时间序列未来趋势变化与过去的关系, 其大小表征未来变化趋势的强度。

3 结果与分析

3.1 气象要素变化特征分析

3.1.1 趋势变化分析

淮河中上游 1960 ~ 2016 年多年平均降水量为 883.7 mm, 图 2 为年降水、年平均气温特征变

化过程图。从图 2(a)可知,降水量年际变化大,波动明显,最大降水量为 2003 年的 1294.1 mm,最小降水量出现在 1966 年,仅 526.8 mm,极值比约为 2.5。线性趋势结果显示,年降水量以 2.5 mm/10 a 的速度增加,上升趋势不显著 ($R^2=0.0009$);而 5 年滑动平均过程线显示降水量以 6.8 mm/10 a 的速度增加。采用 M-K 检验法对降水时间序列进行趋势检验,得 Z 值为 -0.00671,其绝对值小于显著性水平 $\alpha=0.05$ 的临界值 1.96,说明该流域 1960 ~ 2016 年降水量为不显著下降趋势。线性趋势结果与 M-K 检验结果不一致,但二者均显示年降水量变化趋势显著性较差,综合线性趋势分析法、5 年滑动平均法及 M-K 检验法 3 种趋势结果可得,流域年降水量为不显著上升趋势。

1960 ~ 2016 年淮河中上游多年平均气温为 15.0℃,最高温度出现在 2007 年,高达 15.9℃,最低温度为 1969 年的 13.8℃,二者相差 2.1℃。由图 2(b)

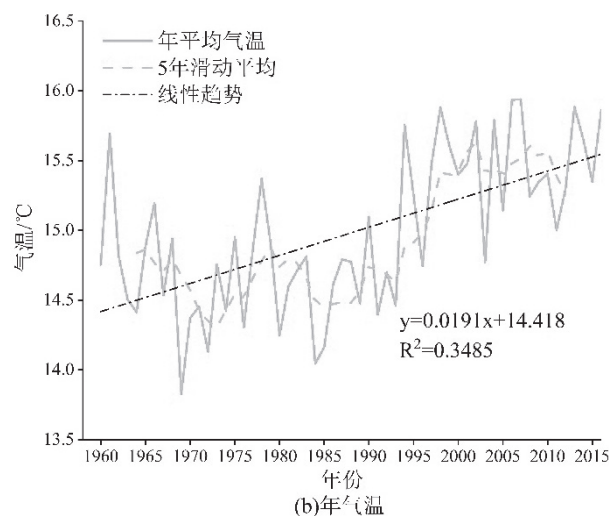
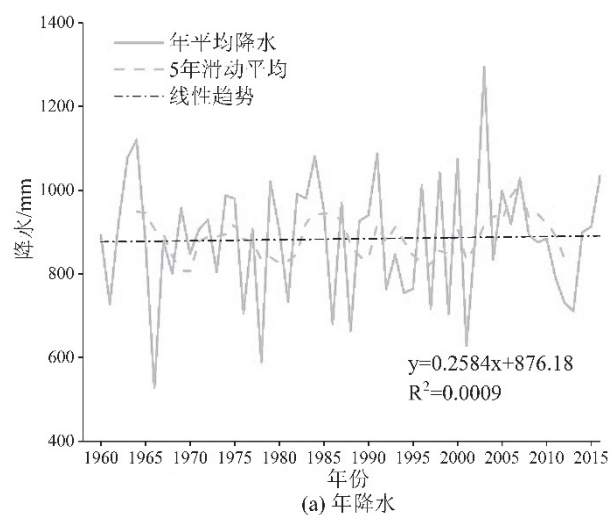


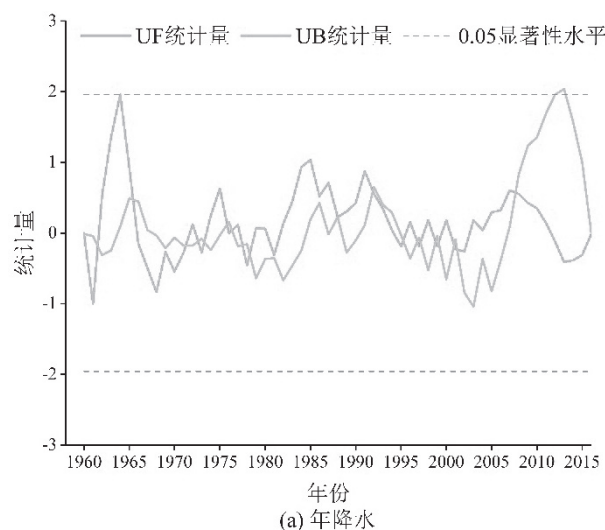
图 2 年降水、气温时间序列变化图

的线性趋势线可知,年均气温以 0.191℃/10 a 的速度增加,上升趋势显著。年均气温的 5 年滑动平均序列以 0.224℃/10 a 的速度增加,1960 ~ 2016 年淮河中上游气温增幅明显。采用 M-K 检验法对年均气温进行趋势检验得 Z 值为 5.49,其绝对值远高于显著性水平 $\alpha=0.05$ 的临界值 1.96,说明该流域近 60 年来平均气温呈显著上升趋势。线性趋势与 M-K 趋势检验结果一致,因此淮河中上游年均气温呈显著上升变化趋势。

3.1.2 突变检验分析

基于 M-K 检验法的年降水量突变检验结果显示,UF 和 UB 统计量变化曲线在 1963、1966、1973、1974、1976、1992、1995、2008 年等多个年份附近相交(如图 3(a)),前几处交点位于序列起始阶段,不确定性较大,故不考虑作为突变点。所以选取 1992、1995、2008 年作为 M-K 检验法的突变点,但突变点较多,仍存在不唯一性。采用 Pettitt 突变检验法对年均降水序列进行二次突变检验,结果显示 1991 年为突变年,P 值为 1.598(大于 0.05),说明突变不显著。结合以上两种突变检验结果,可确定流域年降水量在 1991 ~ 1992 年间发生突变,且突变点显著性较差。

年均气温的 M-K 突变检验显示,UF 和 UB 统计量变化曲线在 1996 年附近相交(如图 3(b)),且位于 0.05 显著性水平临界线以内,表明年均气温在 1996 年发生突变。突变点以后 UF 曲线值大于 0,说明气温呈上升趋势。另采用 Pettitt 突变检验法对年均气温进行突变分析得突变点发生于 1993 年,P 值为 1.24×10^{-6} ,远远小于 0.05,说明突变显著。综合两种突变结果及年均气温变化过



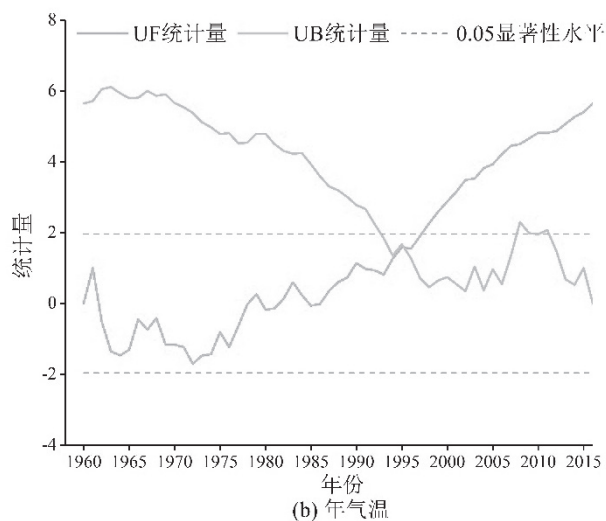


图3 年降水、平均气温 M-K 检验图

程图可得, 气温突变发生在 1993 年附近。

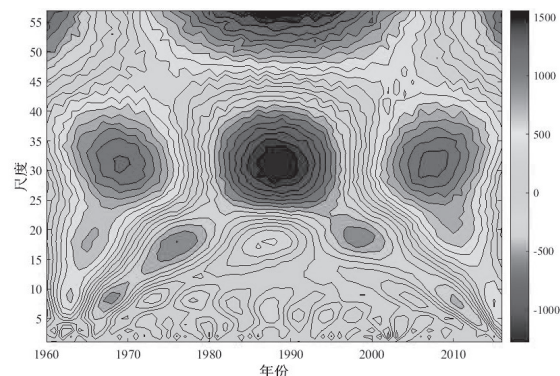
3.1.3 周期变化分析

采用小波分析法对 1960 ~ 2016 年降水和气温序列值进行周期检验 (如图 4)。图 4(a) 中的颜色深浅变化表示信号震荡的强弱。从 1960 ~ 2016 年, 年降水量在 30 a 左右的时间尺度上经历了丰枯交替变化, 共有 2 个偏丰期和 1 个偏枯期。流域年降水序列存在 7 ~ 9 a、17 ~ 20 a 的短期震荡周期和 30 a 左右的长期振荡周期。由图 4(b) 可知, 分别在 9、29、50 a 时间尺度出现峰值, 即为主振荡周期。29 a 处的信号震荡最强为第 1 主周期, 9 a 为第 2 主周期, 50 a 为第 3 主周期。

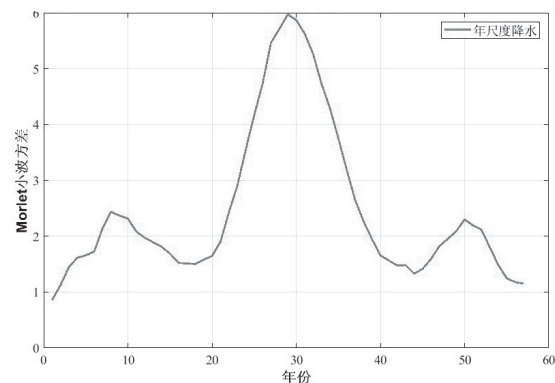
图 4(c) 为气温小波分析的 Morlet 时频分析图, 其不同颜色深浅表示信号震荡的强弱变化。从 1960 ~ 2016 年, 年均气温在 30 ~ 35 a 尺度上经历了有 2 个偏暖期和 1 个偏冷期的冷暖交替变化。由图 4(c) 可知, 气温序列明显存在 10 ~ 12 a、16 ~ 18 a 的短期振荡周期和 30 a 左右的长期振荡周期。图 4(d) 显示 10、30、48 a 尺度分别对应的峰值, 其中 30 a 对应峰值最大, 表明 30 a 处的信号震荡最强为第 1 主周期, 48、10 a 对应的峰值相对较小, 分别为第 2 和第 3 主周期。

3.1.4 变化持续性预测

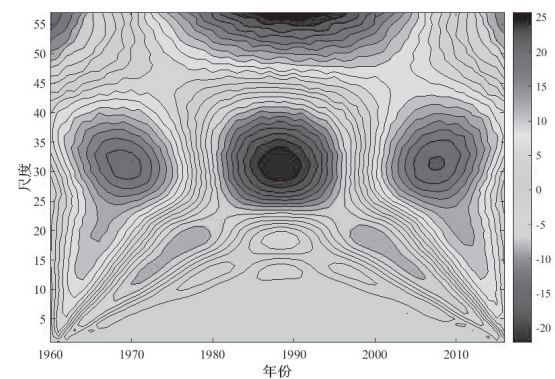
根据 R/S 分析法原理, 计算出淮河中上游年降水量的 Hurst 指数为 0.427, 小于 0.5, 说明未来的年降水量变化趋势与过去相反, 1960 ~ 2016 年流域年降水量呈不显著上升趋势, 所以预计未来降水量将会减少。流域年平均气温的 Hurst 指数为 0.606, 大于 0.5, 说明年平均气温序列具有长



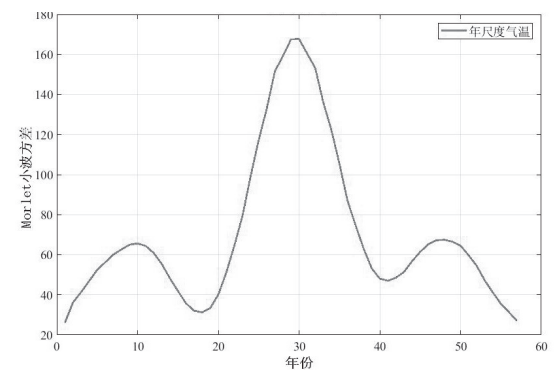
(a) 年降水时频分布图



(b) 年降水小波方差图



(c) 年气温时频分布图



(d) 年气温小波方差图

图4 年降水、气温的周期变化分析图

程相关性,未来变化很有可能与1960~2016年的趋势保持一致,呈现持续上升趋势。

3.2 水文要素特征分析

3.2.1 趋势变化分析

洪泽湖多年入湖、出湖流量年际变化过程见图5。由图5的线性趋势线可知,出入湖流量均呈下降趋势,其中入湖流量以 $2.823(\text{万 m}^3/\text{s})/10\text{a}$ 的幅度减少,出湖流量以 $1.128(\text{万 m}^3/\text{s})/10\text{a}$ 的幅度减少。出入湖流量整体波动较大,入湖流量的最大值出现在1991年,最大值为 $72.29\text{万 m}^3/\text{s}$,而出湖流量的最大值为2003年的 $95.99\text{万 m}^3/\text{s}$;年最小入湖流量为1978年的 $3.683\text{万 m}^3/\text{s}$,最小出湖流量出现在1994年,为 $4.51\text{万 m}^3/\text{s}$,1969~2013年最大入湖流量约为最小入湖流量的20倍,最大出湖流量约为最小出湖流量的21倍。从图5可以看出,1990年以前,入湖流量大于出湖流量,表明洪泽湖主要起调蓄功能;1990年以后出湖流量大于入湖流量,湖泊主要表现为泄流功能。采用M-K趋势检验得年入湖流量序列的Z值为-1.676,小于0,其绝对值小于95%置信水平的临界值1.96,但大于90%置信水平的临界值1.64,说明年际入湖流量呈显著下降趋势;年出湖流量序列的M-K趋势检验Z值为-1.03(小于0),绝对值小于1.64,说明年际出湖流量为不显著下降趋势。对比线性趋势和M-K趋势检验结果可知,1969~2013年洪泽湖入湖流量为显著下降,出湖流量下降趋势不显著。

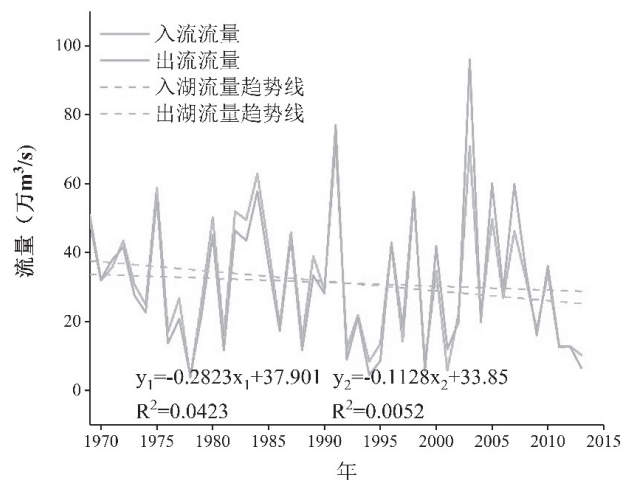


图5 洪泽湖出入湖流量的时间变化图

3.2.2 突变检验分析

采用M-K检验法分析1969~2013年洪泽湖

出入湖流量的突变点(如图6)。从图6可知,入湖流量有1976、1979、1982、1992、2002、2010年等多个年份作为流量突变点,出湖流量的突变点分别在1973、1982、1999、2012年,突变点具有不确定性。因此采用Pettitt突变检验法对M-K检验法的突变点进行验证,其结果显示出、入湖流量的突变点均发生在1982年,其中出入湖流量的P值分别为0.743和0.205,均大于0.05,说明突变不显著。综上可知,洪泽湖出入湖流量在1982年发生不显著突变。

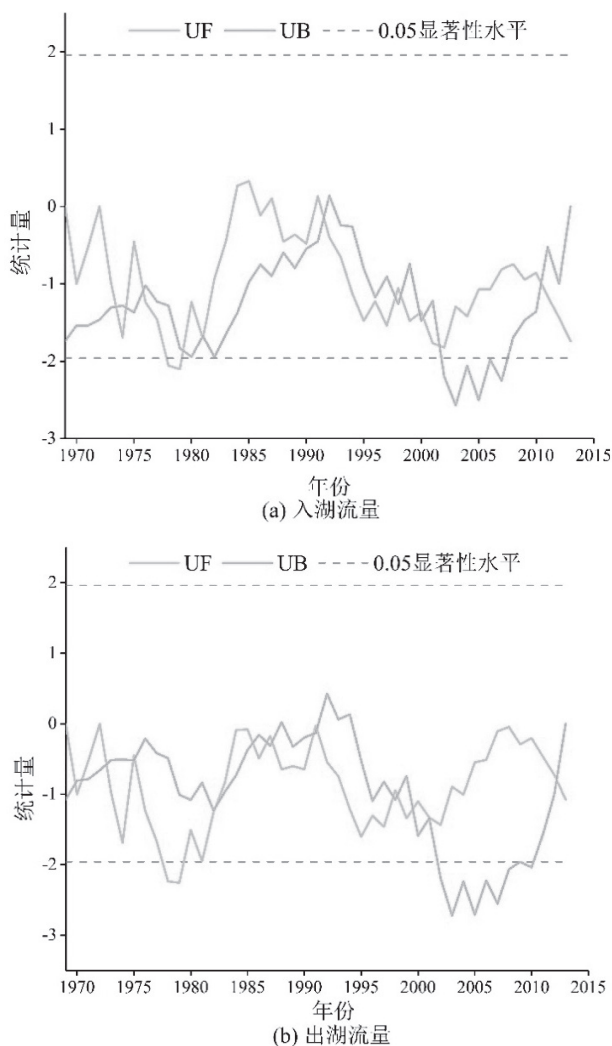
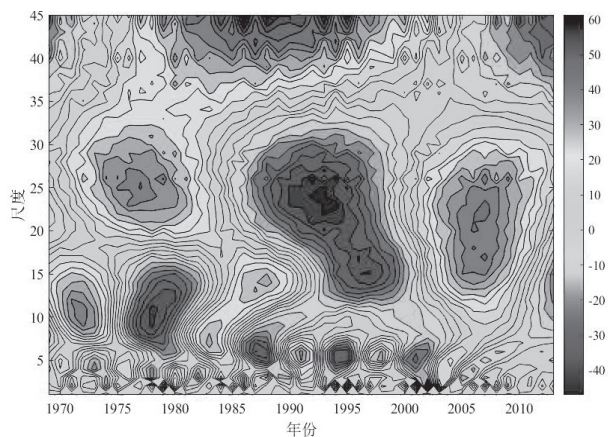


图6 洪泽湖出入湖流量M-K检验图

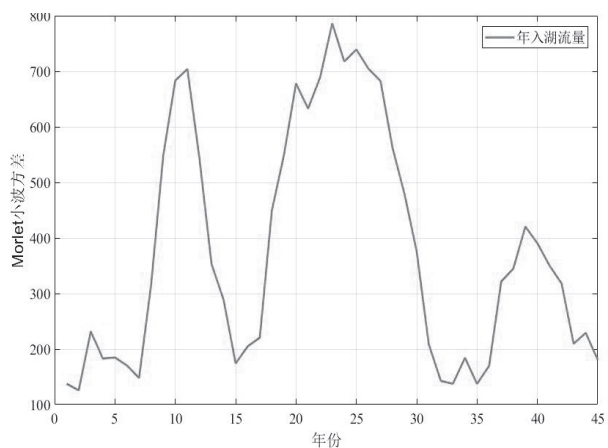
3.2.3 周期变化分析

利用小波分析法对1969~2013年洪泽湖出入湖流量进行周期变化分析,出入湖流量的Morlet时频分布图和小波方差图见图7。由图7(a)、图7(c)可知,1969~2013年洪泽湖入湖和出湖流量共经历了2个丰水期和1个枯水期,其中1985~2000年

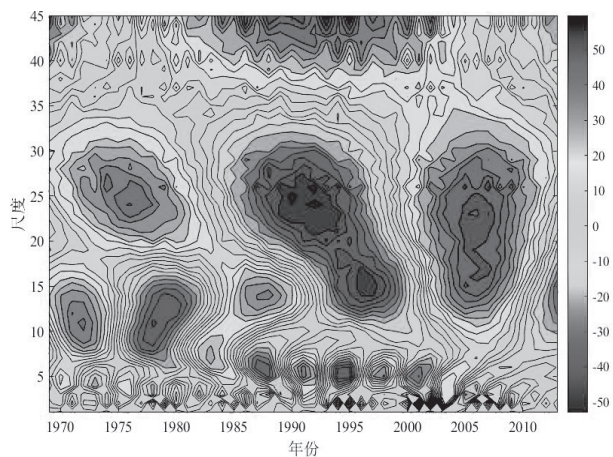
为枯水期。以 1985 年为界限, 入湖流量在 1985 年以前存在 22 ~ 27 a、9 ~ 12 a 两个较显著的振荡周期, 1985 年以后存在 20 ~ 25 a、4 ~ 10 a 两个振荡周期, 其中 20 ~ 25 a 的振荡周期更显著。由图 7(b) 可得, 入湖流量的第 1、第 2 主周期分别为 23、25 a。出湖流量的振荡周期与入湖流量相同, 但第 1、第 2 主周期分别为 23、27 a(图 7(d))。



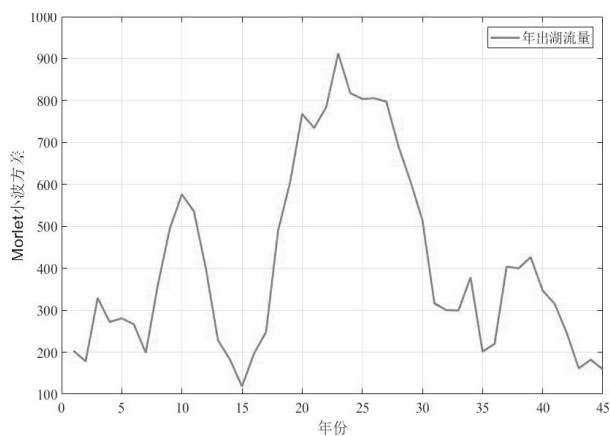
(a) 入湖流量时频分布图



(b) 入湖流量小波方差图



(c) 出湖流量时频分布图



(d) 出湖流量小波方差图

图 7 洪泽湖出入湖流量周期变化图

3.2.4 变化持续性预测

根据 R/S 分析法原理, 计算出流域年入湖、出湖流量的 Hurst 指数分别为 0.552、0.568, 均大于 0.5, 说明未来的年入湖、出湖流量变化趋势与 1969 ~ 2013 年的变化趋势一致, 具有长程相关性, 但 Hurst 指数未超过 0.6, 未来洪泽湖出入湖流量具有不显著下降趋势。

4 结论

(1) 1960 ~ 2016 年淮河中上游的年降水量为不显著上升变化, 未来则呈下降趋势, 年均气温为显著上升变化, 未来将持续上升, 洪泽湖年入湖、出湖流量均为下降趋势, 入湖流量下降趋势显著, 且二者具有长程相关性, 未来具有不显著下降趋势。

(2) 淮河中上游年降水量在 1991 ~ 1992 年间发生不显著突变, 年均气温突变点在 1993 年附近, 突变显著, 洪泽湖出入湖流量在 1982 年发生不显著突变。

(3) 年降水量在 29 a 时间尺度的信号震荡最强, 为第 1 主周期, 年均气温的主震荡周期是 30 a, 入湖、出湖流量的第 1 周期均为 23 a。

参考文献:

- [1] 张玉红, 苏立英, 于万辉, 等. 扎龙湿地景观动态变化特征[J]. 地理学报, 2015, 70(1):131-142.
- [2] 黄小燕, 李耀辉, 冯建英, 等. 中国西北地区降水量及极端干旱气候变化特征[J]. 生态学报, 2015, 35(5):1359-1370.
- [3] 贺伟, 布仁仓, 熊在平, 等. 1961 ~ 2005 年东北地区气温

- 和降水变化趋势[J]. 生态学报, 2013, 33(2):519-531.
- [4] 孟秀敬, 张士锋, 张永勇. 河西走廊 57 年来气温和降水时空变化特征[J]. 地理学报, 2012, 67(11):1482-1492.
- [5] 刘晓琼, 陈云莎, 刘彦随, 等. 1974 ~ 2012 年陕西省榆林市气候变化统计特征[J]. 中国沙漠, 2017, 37(2):355-360.
- [6] 郝振纯, 鞠琴, 王璐, 等. 气候变化下淮河流域极端洪水情景预估[J]. 水科学进展, 2011, 22(5):605-614.
- [7] 王苓如, 薛联青, 王思琪, 等. 气候变化条件下洪泽湖以上流域水资源演变趋势[J]. 水资源保护, 2015, 31(3):57-62.
- [8] Pettitt A N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1979, 28(2):126-135.
- [9] Hu C H, Li G H, Zhou T. The System Analysis and Design Based on MATLAB 7. X Wavelet Analysis. 3rd Edition. Xi'an: Xidian University Publishing House, 2008.
- [10] 肯尼思·法尔科内. 曾文曲, 刘世耀, 译. 分形几何数学基础及其应用[M]. 北京: 人民邮电出版社, 2007.

