淮河流域枯水流量演变特征、成因与影响研究*

孙玉燕[1,2,3] 孙 鹏[1,4] 姚 蕊[1,3]
张 强[2)†] 史培军[2)] 王友贞[5)]

(1) 安徽师范大学地理与旅游学院,241002,安徽芜湖;
2) 北京师范大学环境演变与自然灾害教育部重点实验室,100875,北京;
3) 地表过程与区域响应安徽省重点实验室,241002,安徽芜湖;
4) 北京师范大学地表过程与资源生态国家重点实验室,100875,北京;
5) 安徽省水利部淮河水利委员会水利科学研究院水利水资源安徽省重点实验室,233060,安徽蚌埠)

摘要 基于1956—2016年淮河流域9个水文站的日径流量系列数据,采用M-K非参数检验法、小波分析等方法,研究淮河流域连续最小1、7、15、30 d平均流量(枯水流量)时空演变规律.研究发现:1)淮河流域枯水流量C_v值为0.23~1.34,年最小枯水流量为0.002~24.5 $m^3 \cdot s^{-1}$,枯水流量年际变化剧烈.息县、王家坝、蒋家集和横排头站在4种序列中的变异点多发生于2001年;阜阳和鲁台子站在4种序列中的变异点均出现在1964年.各站点变异时间多发生在20世纪60年代初及21世纪初.2)息县、潢川、班台和王家坝站在Q1、Q7、Q15中的变化趋势基本一致,整体呈震荡上升趋势.阜阳站和蚌埠站变化恰好相反.空间分布上,上游枯水流量呈增加趋势,而中游则呈下降趋势.3)息县、班台、阜阳、蚌埠和鲁台子这5个站点均在1960—1977年存在显著周期,潢川、班台、王家坝、蒋家集、横排头和蚌埠站在1997—2012年的时间段内存在2.0~4.6 a的显著周期变化.

关键词 枯水流量;变异点;趋势变化;淮河流域
中图分类号 P954 **DOI**:10.16360/j.cnki.jbnuns.2018.04.018

气候变化和人类活动使极端事件发生的可能性增加近1倍,致使旱涝灾害频发[1].水文极值序列的研究引起了广泛关注,枯水与洪水均属于极值水文学范畴.目前对于洪水极值的研究已是非常深入,而对于枯水径流的研究仍不成熟,主要是因枯水没有洪水径流所引起的变化剧烈而易被忽略[2-3].枯水季节水资源短缺问题的日益突出,在一定程度上制约着社会经济发展,因此,自20世纪70年代以来,人类开始大规模地开展对枯水的研究.Cui等[4]推导了最小相对熵谱分析方法,并应用于径流时间序列预测.该方法通过最小化相关过程的相对熵,采用不同的先验估计,如均匀、指数和高斯假设,并根据自相关结构估计谱密度,对科罗拉多河的季节性和常年性枯水径流系列进行预测.Gottschalk等[5]通过对法国莫塞尔河流域35个站点的实验研究,制定了枯水径流的理论框架,从极值分布的渐近理论出发,阐释了问题的全过程,从而对其参数进行物理解释.Yu等[6]基于Copula函数以中国不同气候条件下的3大盆地为例,研究了枯水流量持续时间和衰退特征参数之间关系及气候变化和人类活动对枯水流量频率的影响.

当前,在自然和人为因素影响下,河流水文情势不断发生着改变,对枯水径流的时空变化研究至关重要.近年来,张钰等[7]以渭河流域5个水文站点为例,利用传统概率统计法和时间序列分析法分析了年最小枯水流量特征及月最小流量等特征,并从气象和人类活动出发分析了枯水径流的形成机制.王莉娜等[8]通过对泾河流域的枯水复杂性研究认为,降水量不是引起流域枯水系统复杂度变化的关键,而径流惯性则可能是引起变化的主要原因.孙鹏等[9]选用11种概率分布函数对鄱阳湖流域枯水径流的演变特征、成因以及影响作了深入的研究,认为降雨量是影响极值流量最重要的因素,水利工程和森林覆盖率变化及农业用地的变化极易引起枯水流量变化的不稳定.淮河流域地处我国南北气候过渡带,是我国气候变化的敏感区.然而,

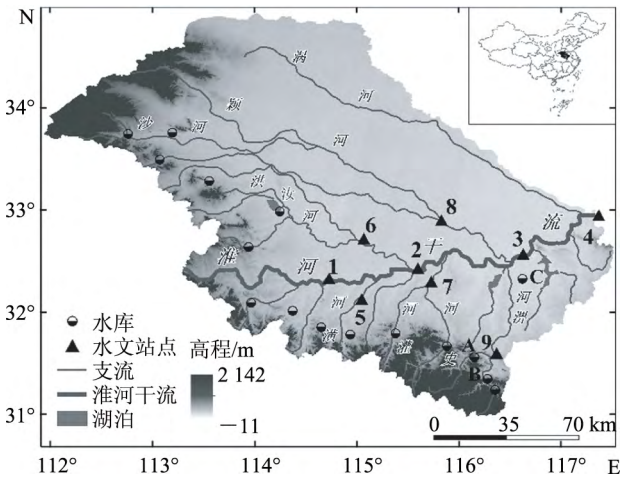
* 国家自然科学基金资助项目(41601023,41771536);国家杰出青年科学基金资助项目(51425903);地表过程与资源生态国家重点实验室开放基金资助项目(2017-KF-04);中国水利水电科学研究院流域水循环模拟与调控国家重点实验室开放基金资助项目(IWHR-SKL-201720);环境演变与自然灾害教育部重点实验室开放基金资助项目;安徽省自然科学基金资助项目(1808085QD117)
† 通信作者,e-mail:zhangq68@bnu.edu.cn
收稿日期:2017-11-20

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

前人对于淮河流域的枯水径流研究并不多.因此,本文基于淮河流域长历时的 9 个水文站的日径流量数据,开展不同时间尺度的淮河流域枯水时空变化特征及其成因的探讨.该研究对淮河流域农业灌溉管理与水资源优化配置,具有重要理论价值与实践意义.

1 数据与方法

1.1 数据 选择淮河流域 9 个水文站的日径流量系列数据,其中息县、鲁台子、蚌埠、班台、蒋家集和阜阳站径流量序列是 1956—2016 年,潢川和横排头站的径流量序列是 1980—2016 年,王家坝的径流量序列是 1964—2016 年,数据来源于淮河水利委员会水文局.本文分别选取水文年(3—次年 2 月)中出现最小 1 d 流量及连续 7、15、30 d 平均流量的最小值为研究对象(以下简称 Q1、Q7、Q15、Q30).部分缺失数据通过将多年相同时期径流量数据形成单独时间序列,再用样条插值法补齐.



A.响洪甸;B.佛子岭;C.板桥.1.息县;2.王家坝;3.鲁台子;4.蚌埠;5.潢川;6.班台;7.蒋家集;8.阜阳;9.横排头.

图 1 研究区及水文站点位置

1.2 研究方法

1.2.1 Mann-Kendall 趋势分析及变异点检测 Mann-Kendall(以下简称 M-K)检验是提取序列变化趋势的有效工具,被广泛应用于气候参数和水文序列的分析[10-13].本文主要采用非参数 M-K 趋势突变检验法来评估水文气候要素时间序列趋势变化,M-K 非参数检验方法以适用范围广、人为性少、定量化程度高而著称,其检验统计量计算式为

$$S=\sum_{i=2}^{n}\sum_{j=1}^{i-1}\mathrm{sign}(X_i-X_j),\tag{1}$$

式中 sign( )为符号函数,当 X_i-X_j 小于、等于或者大于 0 时,$\mathrm{sign}(X_i-X_j)$分别为−1、0 和 1.M-K 统计量计算式为

$$Z=\begin{cases}\dfrac{(S-1)}{\sqrt{n(n-1)(2n+5)/18}} & S<0,\\ 0 & S=0,\\ \dfrac{(S+1)}{\sqrt{n(n-1)(2n+5)/18}} & S<0,\end{cases}\tag{2}$$

式中 Z 为正值表示增加趋势,负值表示减少趋势.Z 的绝对值在大于等于 1.28、1.96、2.32 时分别通过了信度 90%、95%、99%显著检验.

当用 M-K 法来检测径流的变化时,其统计量为:设有一时间序列 $x_1,x_2,x_3,\cdots,x_n$,构造一秩序列 m_i,m_i 表示第 i 个样本 $x_i>x_j(1\leqslant j\leqslant i)$的样本累积数.定义

$$d_k=\sum_{i}^{k}m_i(2\leqslant k\leqslant N),\tag{3}$$

其中 d_k 均值以及方差定义为

$$E_{[d_k]}=\frac{k(k-1)}{4},\tag{4}$$

$$D_{[d_k]}=\frac{k(k-1)(2k+5)}{72}\ (2\leqslant k\leqslant N).\tag{5}$$

在时间序列随机独立假定下,定义统计量

$$f_k=\frac{d_k-E[d_k]}{\sqrt{D[d_k]}}\ (k=1,2,\cdots,n),\tag{6}$$

式中:f_k 为标准正态分布,给定显著性水平 a_0,查正态分布表得到临界值 t_0,当 $f_k>t_0$,表明序列存在一个显著的增长或减少趋势,所有 f_k 将组成一条曲线 Z_1,通过信度检验可知其是否具有趋势.将时间序列 x 按逆序排列,把此方法引用到逆序排列中,再重复上述的计算过程,并使计算值乘以 -1,得出 f_k,f_k 在图 3 中表示 Z_2,当曲线 Z_1 超过信度线,即表示存在明显的变化趋势,若 Z_1 和 Z_2 的交点位于置信度线之间,则此点可能是突变点的开始.

近几十年来,国内水文序列变异点的诊断研究不断改进,从最早使用的单一方法应用到综合诊断的研究,使得变异点的诊断精度不断提高.而变异点识别在区分气候变化和人类活动对水文过程的影响起着重要的作用[14].本文采用 M-K 非参数检验法[15]、累积距平法[16]、有序聚类法[17]、李海哈林法[18]、滑动 T 检验法[19]、滑动 F 检验法[20]、滑动游程检验法[21]及滑动秩和检验法[22]进行变异点诊断.

1.2.2 小波分析 小波函数 $\varphi(t)$指具有震荡特性、能够迅速衰减到零的一类函数,定义为

$$\int_{-\infty}^{+\infty}\varphi(t)\mathrm{d}(t)=0.\tag{7}$$

通过伸缩和平移构成一簇函数系:$\Psi_{a,b}(t)=|a|^{-1/2}\varphi(\frac{t-b}{a})$,$b\in R$,$a\in R$,$a\neq 0$,称 $\Psi_{a,b}(t)$为子小

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

波；a 为尺度因子或频率因子，反映小波的周期长度；b 为时间因子，反映在时间上的平移，R 表示实数.

小波函数是小波分析的关键. 目前有许多小波函数可选用，本文采用 Morlet 小波分析淮河流域各站点年、季节和汛期及非汛期径流的周期变化特征. Morlet 小波具有良好的时、频域局部性，不仅可展现径流时间序列的精细结构，还能将隐含在序列中随时间变化的周期变化显现出来[23]. 其为复数小波，定义为[24]

$$\Psi(t) = \mathrm{e}^{\mathrm{i}ct}\mathrm{e}^{-t^2/2}, \tag{8}$$

式中：c 为常数，取 6.2；i 表示虚数. Morlet 小波伸缩尺度 a 与周期 T 有如下关系[12]：

$$T = \left(\frac{4\pi}{c+\sqrt{2+c^2}}\right)\times a, \tag{9}$$

若 $\Psi_{a,b}(t)$ 是式(2)给出的子小波，对于时间序列 $f(t)\in L^2(R)$，其连续小波变换为

$$W_f(a,b) = |a|^{-1/2}\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)\overline{\Psi}\left(\frac{t-b}{a}\right)\mathrm{d}t, \tag{10}$$

式中：$\overline{\Psi}(t)$ 为 $\varphi(t)$ 的复共轭函数；$W_f(a,b)$ 称小波变换系数. 实际工作中，时间序列常常是离散的，如 $f(k\Delta t)(k=1,2,\cdots,N)$，$\Delta t$ 为取样时间间隔，则式(4)的离散形式为

$$W_f(a,b) = |a|^{-1/2}\Delta t\sum_{k=1}^{n} f(k\Delta t)\overline{\Psi}\left(\frac{k\Delta t-b}{a}\right). \tag{11}$$

从式(4)或(5)知，小波变换同时反映了 $f(t)$ 的时域和频域特性. 当 a 较小时，对频域的分辨率低，对时域的分辨率高；当 a 增大时，对频域的分辨率高，对时域的分辨率低. 因此，小波变换能实现窗口大小固定、形状可变的时域局部化.

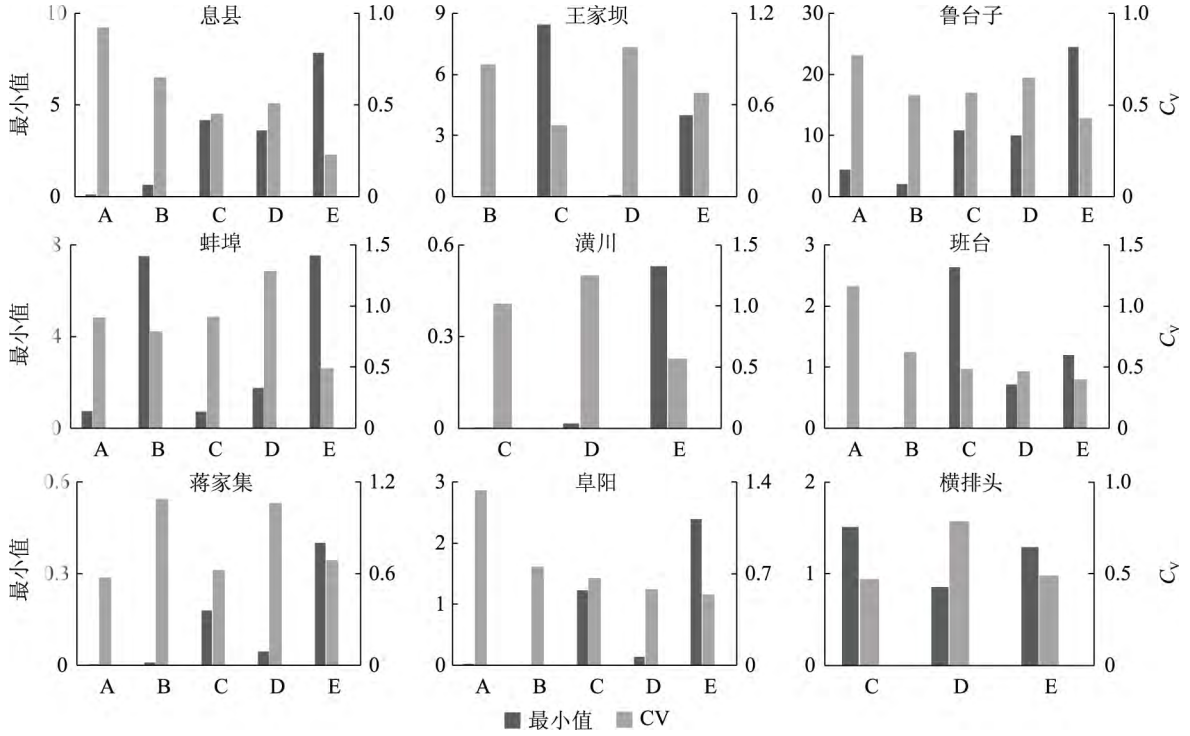
$W_f(a,b)$ 随参数 a 和 b 变化，可作出以 b 为横坐标、a 为纵坐标的关于 $W_f(a,b)$ 的二维等值线图. 通过此图可得到关于时间序列变化的小波特征. 每一种周期小波随时间变化通过水平截取来考察. 不同时间尺度下的小波系数可反映系统在该时间尺度(周期)下的变化特征：正负小波系数转折点对应着突变点；小波系数绝对值越大，表明该时间尺度变化越显著. 小波方差由

$$D(a) = \int_{-\infty}^{+\infty} |W_f(a,b)|^2\mathrm{d}b \tag{12}$$

表示.

2　枯水流量时空演变特征分析

2.1　枯水流量的基本特征变化　由图 2、3 可知：淮河流域各站点在 1956—2016 年之间的连续最小 1 d 平均流量为 0.002～24.5 $\mathrm{m^3\cdot s^{-1}}$，变差系数(the cefficient of variation，C_v)为 0.23～1.34. 各站点在不同时段的径流 C_v 值普遍较大，尤其是潢川(时段 C、D)、班台(时段 A)、蒋家集(时段 B、D)、蚌埠站(时段 D)和阜阳站(时段 A)C_v 值变差系数甚至超过 1，说明该时段内枯水流量变化比较剧烈. 班台站的枯水 C_v 值一直处于下降趋势，蚌埠站则是自 1956 年之后呈上升



A. 1956—1967 年；B. 1968—1979 年；C. 1980—1991 年；D. 1992—2003 年；E. 2004—2016 年.

图 2　淮河流域连续最小 1 d 平均流量的基本水文统计特征

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

趋势,并在1992—2003年时间段C_v值达到1.29.除班台和王家坝站外,其余各站点连续最小1 d平均流量自1956年之后均呈增加趋势.连续最小1 d平均流量的最小值在潢川站(1980—1991年)出现.

2.2 枯水径流突变点分析 通过对淮河流域9个水文站点在序列(Q1、Q7、Q15、Q30)的变异点诊断发现(表1),息县、王家坝、蒋家集和横排头站在4种序列中的变异点多发生于2001年,其中仅有蒋家集站在序列Q1中的变异点发生在1964年,横排头站在序列Q1及Q30中的变异点分别为2000和2013年.除蚌埠站在序列Q1和Q15中分别出现1958和1975年的变异点外,阜阳、鲁台子和蚌埠站(Q7、Q30)在4种序列中的变异点均出现在1964年.不同的是,班台站在4种序列中的变异点均发生在1962年,潢川站的变异点则主要出现在2002年,仅在序列Q30中的变异点为1987年.

表1 淮河流域枯水流量(Q1、Q7、Q15、Q30)序列变异诊断结果

站点	MK	累积距平法	有序聚类法	李-海哈林法	滑动T检验法	滑动F检验法	滑动游程检验法	滑动秩和检验法	诊断结果
息县 Q1	1999	2002(+)	2001(+)	2001(+)	1982(+)	2011(−)	2013(−)	1983(+)	2001
息县 Q7	1999	2002(+)	2001(+)	2001(+)	1979(+)	2005(+)	1957(−)	2002(+)	2001
息县 Q15	1989	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2005(+)	1959(−)	2002(+)	2001
息县 Q30	2010	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2008(−)	1958(−)	2002(+)	2001
潢川 Q1	2003	2003(+)	2002(+)	2002(+)	2002(+)	1984(+)	1983(−)	1984(+)	2002
潢川 Q7	1988	2002(0)	2002(+)	2002(+)	2002(+)	1984(−)	2007(−)	1998(−)	2002
潢川 Q15	1987	2002(0)	2002(+)	2002(+)	2002(+)	1984(+)	1996(−)	1998(−)	2002
潢川 Q30	1986	2001(−)	1987(−)		1987(−)	2011(−)	2013(−)	1988(−)	1987
班台 Q1	1991	1963(+)	1962(+)	1962(+)	1962(+)	2010(−)	1960(−)	1963(+)	1962
班台 Q7	1961	1963(+)	1962(+)	1962(+)	1962(+)	2011(−)	1963(−)	1963(+)	1962
班台 Q15	1962	1963(+)	1962(−)	1962(+)	1962(−)	1964(−)	1992(−)	1963(+)	1962
班台 Q30	1962	1963(+)	1962(+)	1962(+)	1962(+)	2007(−)	1974(−)	1963(+)	1962
王家坝 Q1	1972	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2010(+)	1999(−)	1983(+)	2001
王家坝 Q7	1983	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2010(−)	2001(−)	1983(+)	2001
王家坝 Q15	1982	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2010(−)	1978(−)	1983(+)	2001
王家坝 Q30	1982	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2010(−)	2008(−)	1983(+)	2001
蒋家集 Q1	2001				1988(−)	1964(−)	1991(−)	1983(−)	1964
蒋家集 Q7	2001		2001(+)		1988(−)	1964(−)	2002(−)	1983(−)	2001
蒋家集 Q15	2001	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	1998(+)	1963(−)	1983(−)	2001
蒋家集 Q30	2001	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2011(−)	1991(−)	1983(−)	2001
阜阳 Q1	1960	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2013(−)	1965(+)	1964
阜阳 Q7	1960	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2013(−)	1965(+)	1964
阜阳 Q15	1960	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2007(−)	2013(−)	2000(+)	1964
阜阳 Q30	1966	1966(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2007(−)	1959(−)	1975(−)	1964
横排头 Q1	2000	2001(+)	2000(+)	2000(+)	2000(+)	1992(+)	2014(−)	1993(+)	2000
横排头 Q7	1997	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	1984(−)	1988(−)	1993(+)	2001
横排头 Q15	1997	2002(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	2001(+)	1982(−)	1993(+)	2001
横排头 Q30	2001	2002(+)	2013(+)	2013(+)	2001(−)	2011(+)		1996(+)	2013
鲁台子 Q1	1964	1973(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2011(−)	1983(−)	1965(−)	1964
鲁台子 Q7	1964	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2011(−)	1992(−)	2002(−)	1964
鲁台子 Q15	1964	2002(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2011(−)	1964(−)	2002(−)	1964
鲁台子 Q30	1964	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	2011(−)	2003(−)	1965(−)	1964
蚌埠 Q1	1958	1976(+)	1958(+)	1958(+)	1970(+)	2011(−)	2014(−)	1959(+)	1958
蚌埠 Q7	1962	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	1965(+)	2007(−)	1995(+)	1964
蚌埠 Q15	1975	1976(+)	1964(+)	1964(+)	1975(+)	1960(−)	1972(−)	1995(+)	1975
蚌埠 Q30	1967	1965(+)	1964(+)	1964(+)	1964(+)	1961(−)	1986(−)	1965(+)	1964

注:表格中"+"为跳跃或趋势显著,"−"为跳跃或趋势不显著,空白为无变异.

总体来看,枯水径流的突变点主要发生于20世纪60年代初及21世纪初.这主要是因为响洪甸、板桥和佛子岭等大型水库大多在21世纪60年代初开始使用,其中佛子岭水库流域控制面积高达1 840 km^2,对淮河流域枯水流量变化产生重要影响.而2001年3—10月江淮之间和淮北地区降水比常年同期偏少40%~60%,致使淮河流域于2001年发生了春夏秋冬连续干旱的大旱.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

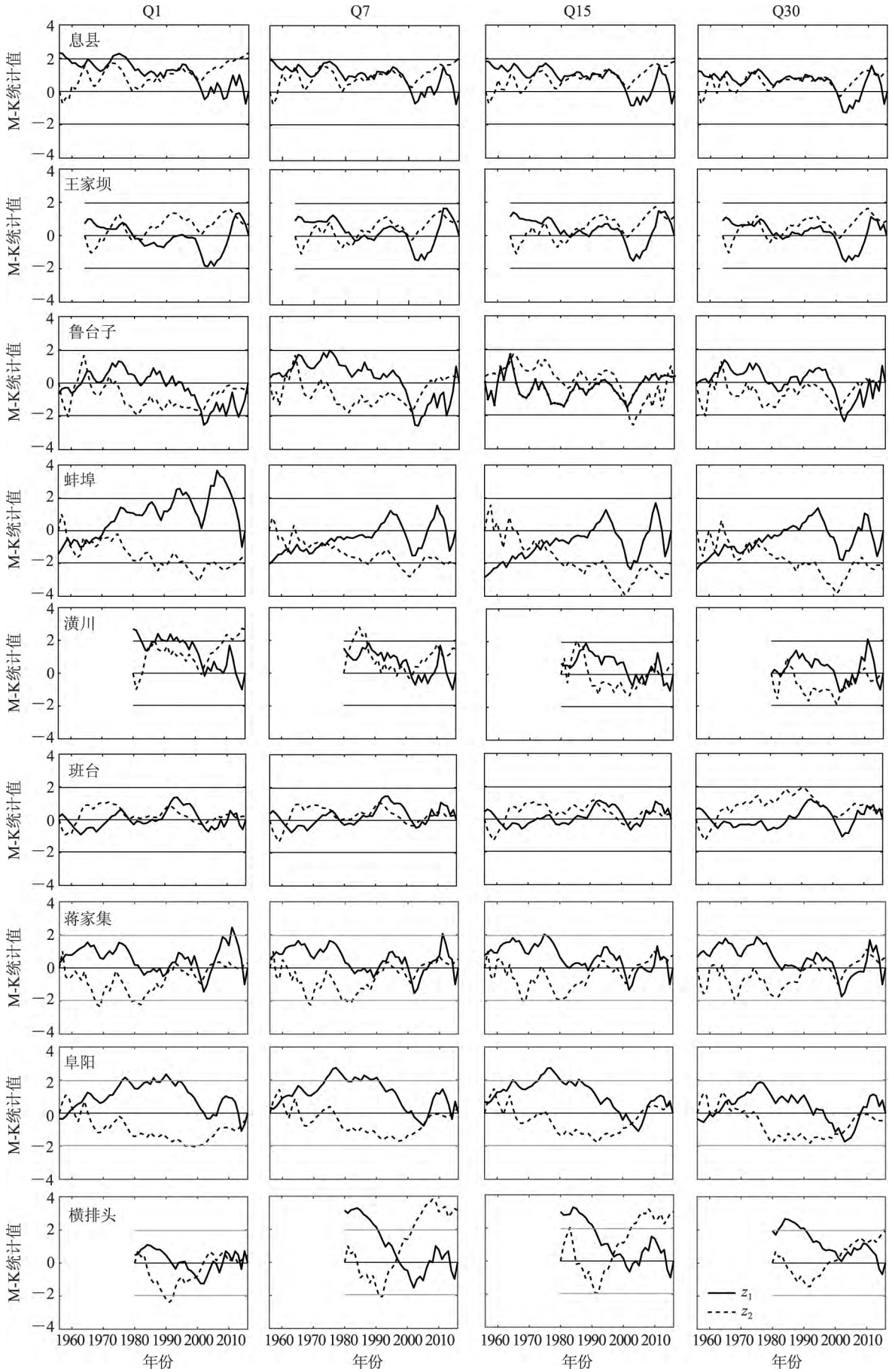


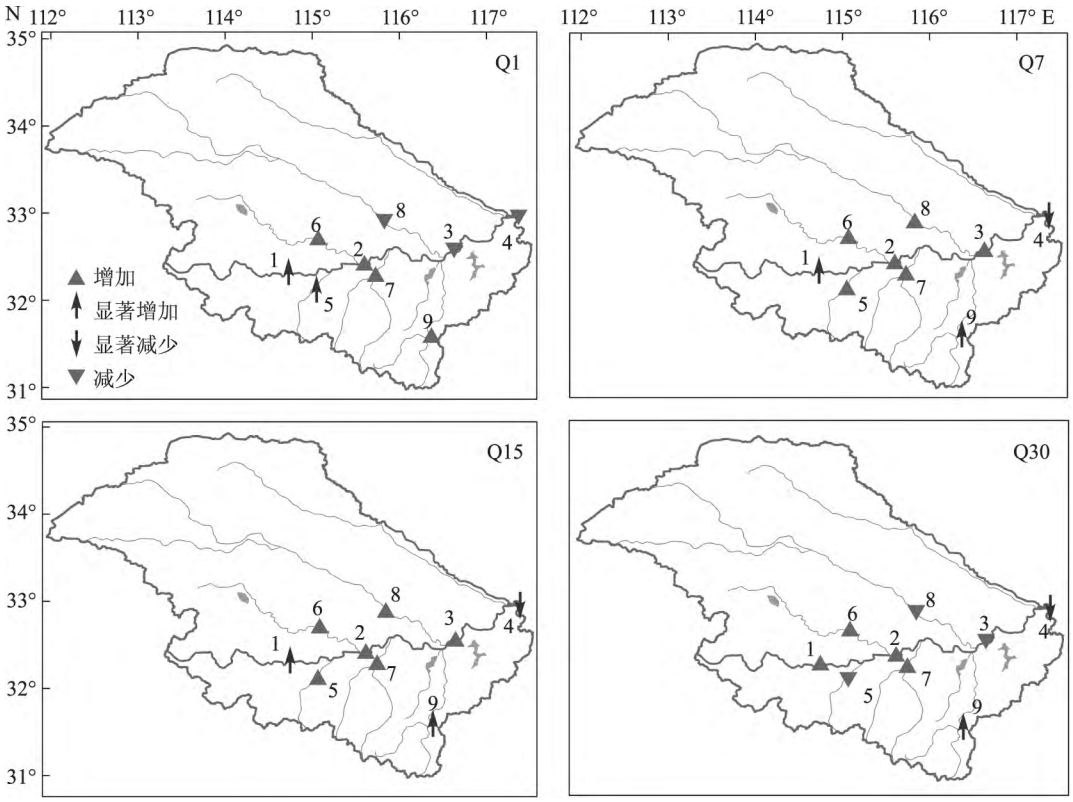
图 3　淮河流域枯水流量(Q1、Q7、Q15、Q30)M-K 趋势变化

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

2.3 枯水径流趋势时空变化特征 图3是淮河流域9个水文站点枯水径流(Q1、Q7、Q15、Q30)的M-K趋势图.由图3可知:各站点在1956—2016年时间段内的枯水径流趋势变化虽各不相同,但通过对4种序列的对比分析可以发现,各站点在不同枯水径流序列中有明显的规律性. 息县站、潢川站、班台站和王家坝站在序列Q1、Q7、Q15中的变化趋势基本一致,整体呈震荡上升趋势.其中班台站的变化趋势虽表现为上升趋势,但相较于其他3个站点而言,上升趋势不明显.而潢川站在序列Q1中表现为自2010年超过了95%置信区间后一直呈显著上升趋势.除潢川站外,这3个站点在序列Q30中的变化趋势也同样呈现震荡上升趋势.阜阳站和蚌埠站在序列Q1、Q7、Q30中的趋势变化相近,整体表现为震荡下降趋势.而蚌埠站和阜阳站则在序列Q15中的趋势变化并不一致,阜阳站表现为平缓上升,蚌埠站在Q15中表现为自1956年之后一直处于下降趋势,并在2000年左右呈显著下降趋势.蒋家集和鲁台子站在4种序列中的趋势变化大体一致,但不同的是蒋家集站在4种序列变化中变现为震荡上升,而鲁台子站则是先上升再下降,如此往复交替.横排头站在4种序列中均呈现趋势变化幅度大、先下降后上升的变化特征,尤其是在序列Q7和Q15中表现为自2000年之后超过95%置信区间呈显著上升趋势.从总体上来看,各站点枯水径流在4种序列中的趋势变化相差不大,仅有潢川站和阜阳站在4种序列中趋势变化不一,其余各站点变化趋势大体一致.

图4所示为各站点枯水流量变化趋势在空间分布上具有明显规律性.息县、王家坝、班台、蒋家集和横排头站整体上表现为增加趋势,其中息县站在Q1、Q7及Q15序列中表现为显著增加趋势,而横排头是在Q1、Q7及Q30序列中呈显著增加趋势.蚌埠站则相反,其在4种序列中整体处于减少趋势,并在序列Q7、Q15及Q30中呈现显著减少趋势.鲁台子和阜阳站均在Q1及Q30序列中表现为减少趋势,在Q7及Q15则统一呈增加趋势.从整体上来看,各站点枯水流量的空间分布在序列Q7及Q15中的变化趋势一致.上游枯水流量呈增加趋势,而中游则呈下降趋势.

2.4 枯水径流周期变化特征 通过对各站点在4种序列(Q1、Q7、Q15、Q30)中的周期特征谱对比分析可以发现(图5):息县、王家坝及阜阳站在4种序列中的枯水流量周期变化特征与其他站点相比规律性较为明显.息县站在4种序列中均存在2个显著性周期变化,分别为3.2～4.6 a和8.0～13.6 a的周期(1960—1976年);王家坝站在4种序列变化中均存在1个2.0～3.0 a的显著周期(2001—2009年).蚌埠站在4种序列中均存在2.0～8.0 a左右波动较大的长周期



1.息县;2.王家坝;3.鲁台子;4.蚌埠;5.潢川;6.班台;7.蒋家集;8.阜阳;9.横排头.

图4 淮河流域枯水流量变化趋势(Q1、Q7、Q15、Q30)空间分布

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

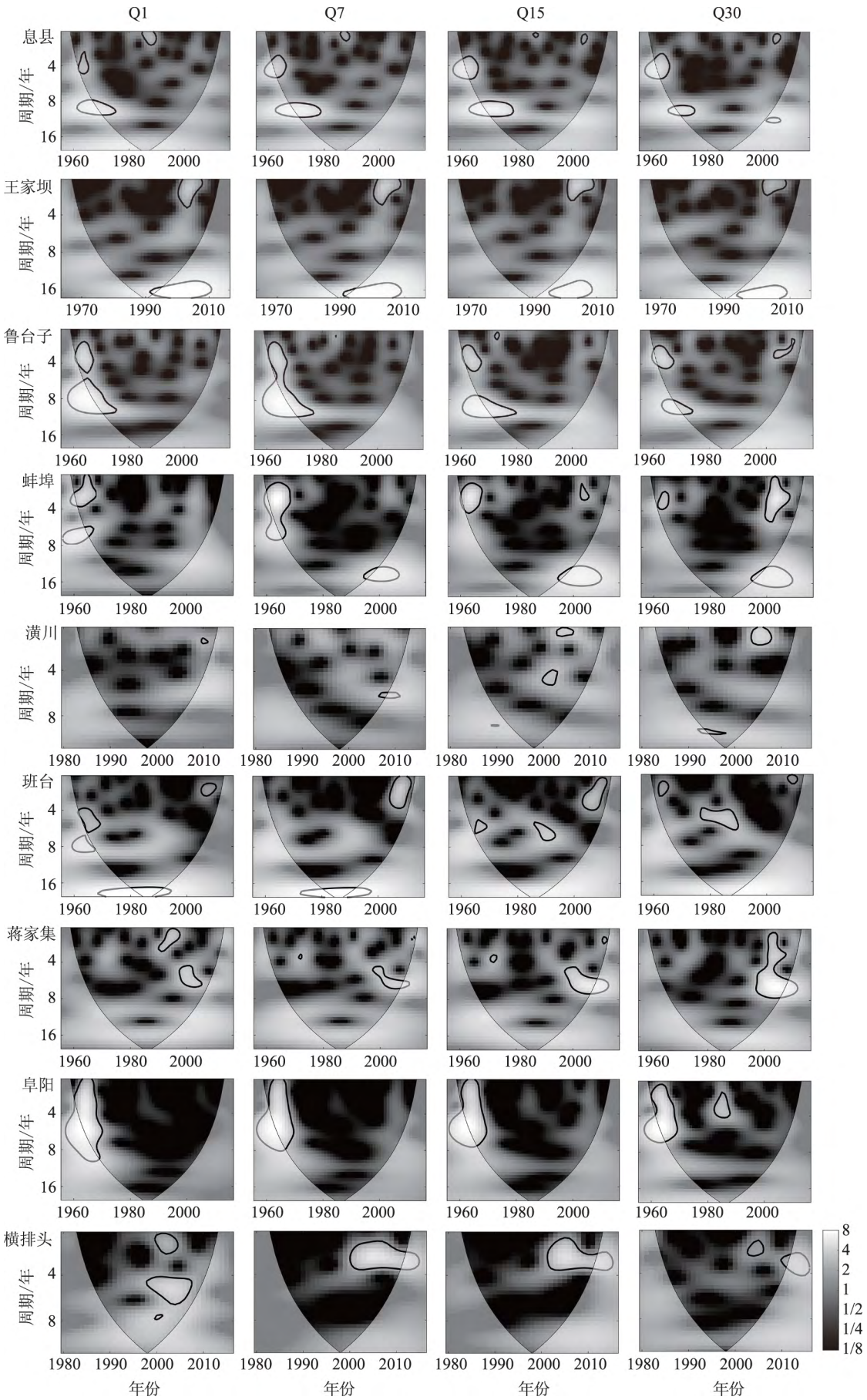


图 5　淮河流域枯水流量(Q1、Q7、Q15、Q30)周期特征谱

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(1960—1970年),另外蚌埠站在Q30中还存在一个2.7～4.0 a的显著周期(1982—1988年).而蒋家集站在4种序列中的周期变化则表现为各不相同,其在Q30中形成了一个2.0～8.0 a波动幅度较大的显著周期(1997—2009年).

总之,息县、班台、阜阳、蚌埠和鲁台子这5个站点均在1960—1977年存在显著周期,另外枯水流量在这4种序列中的2.0～14.0 a的波动较大的显著周期也主要集中在该时间段;潢川、班台、王家坝、蒋家集、横排头和蚌埠站则在1997—2012年的时间段内有显著周期变化,且以2.0～4.6 a的周期变化为主.

3 讨论与结论

3.1 讨论 本文通过采用M-K非参数检验法、小波分析等方法对淮河流域9个水文站点的不同时间尺度的枯水径流演变特征进行全面分析,并揭示枯水流量变化可能影响因素.

淮河流域9个水文站点枯水径流在不同时间尺度的枯水径流的M-K趋势变化反映:息县、王家坝、班台、蒋家集和横排头站的枯水径流量整体上呈震荡上升趋势;横排头站在序列Q7和Q15中自2000年之后超过95%置信区间,呈显著上升趋势;潢川站在序列Q1中表现为2010年之后一直呈显著上升趋势(超过了95%置信区间).而鲁台子和蚌埠站则在整体上呈下降趋势,其中蚌埠站枯水径流在Q7、Q15及Q30中呈现显著下降趋势.在20世纪60年代前期、70年代前中期及2003年之后淮河流域处于降水偏多时期;而20世纪60年代后期、70年代后期及80年代后期均为降水偏少期[25].降水量与径流量呈正相关关系,其中降水对淮河流域上游径流量的贡献率为24%,中游为21%[18].同时20世纪80年代以来,淮河流域开始试点水土保持工作,致力于增加植被覆盖率,减少坡耕地,封山育林等,这些人类活动使得淮河流域的土地利用、地表覆盖发生变化.而土地利用变化越大则径流量越少,其中土地利用变化对淮河上游径流量的贡献率为76%,中游为79%[26].植被覆盖率对枯水流量的多年平均值以及多年的变化情况影响最大[9],淮河流域绝大部分地区NDVI有显著增加趋势(21世纪后期),表明该时段流域整体植被覆盖明显改善[27],枯水流量处于稳定状态.因此,淮河流域各站点的枯水流量呈现震荡变化且变差系数也普遍较大,潢川、班台、蒋家集、蚌埠和阜阳站的C_v甚至超过1;各站点在1956—2016年之间的连续最小1日平均流量介于0.002～24.5 $m^3 \cdot s^{-1}$之间,显而易见,淮河流域枯水径流变化是非常剧烈.鲁台子站年平均降水量在20世纪70年代和90年代处于降水偏少时期;而蚌埠站年平均降水量在60年代和70年代的降雨量偏少.根据鲁台子和蚌埠站历年年径流资料分析所得,2个站点年径流总体上同样呈下降趋势、变异点均发生在20世纪60年代.鲁台子站年平均减少速率为0.68亿$m^3 \cdot a^{-1}$,蚌埠站年平均减少速率2.47亿$m^3 \cdot a^{-1}$[28].因而鲁台子和蚌埠站的枯水径流量整体呈下降趋势.

因20世纪60年代和90年代淮河流域降水变差系数相对较大,降水年际变化剧烈,极小值出现在1966年,较常年偏少近39%[29-30],且在2001年发生春夏秋冬连续干旱.所以研究区枯水径流在4种枯水序列中的突变点主要发生于20世纪60年代和21世纪初.同时,息县、班台、阜阳、蚌埠和鲁台子这5个站点均在1960—1977年存在2.0～14.0年显著周期,在1997—2012年的时间段内存在2.0～4.6年的显著周期变化.潢川、班台、王家坝、蒋家集、横排头和蚌埠站则在1997—2012年的时间段内有显著周期变化(2.0～4.6 a).

近530年来,淮河流域灾害发生频率较高,水旱灾害平均每3年2次,其中干旱占总年数的18%[31].随着淮河流域经济发展战略和发展规划的逐步实施,淮河干流重要河段的经济社会进入快速发展时期,对水资源利用提出了更高的要求.淮河流域取用水量明显增加,供需态势变化显著,呈现出枯水期发生频次增加、持续时间延长、水量交换关系复杂多变的特点,导致干旱灾害范围扩大、损失加重,给受旱区城镇居民生活、工农业生产及生态环境带来严重影响[32].淮河流域是我国各大流域人口密度最高的地区,同时也是重要粮食生产基地和能源基地.1983—2014年淮河流域粮食播种面积从16.4×10^4 km^2增加到了19.2×10^4 km^2,粮食种植面积的增加使得农作物的需水量不断增加.大量种植的水稻、小麦等粮食作物成为了旱灾最重要的承灾体.与此同时,2000年以来GDP和人口也在不断增加,截至2014年GDP增加了5.6×104亿元,人口也增加了0.17×10^4万人.于是人们便兴修水利,包括修建水库、筑堰等拦蓄径流来供枯水期使用.淮河流域共建有5 700多座水库(总库容达272亿m^3),修建行蓄洪区共计28处,可调蓄洪水库容为88.6亿m^3[24].一般来说,许多水利工程并不能增加河川的径流量,而是只能改变径流的地区分布和年内分配,特别是增加枯水期的径流量.但农业社会生产对水资源需求加剧和水利工程的调蓄导致了径流年际变化产生剧烈波动,另外,如水库运行、河流引水灌溉、傍河取水等人类活动使得地表水停留时间过长,蒸散量增加[33],造成径流年内分配不均匀性与集中程度进一步

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

加剧. 因此，无论是上游还是中游，人类活动所导致的水资源短缺是引起淮河干流上中游径流量变化的主要因素[34]. 人们在推进社会经济发展的同时，盲目围垦造田、乱砍乱伐等引起河道变更、水土流失，改变了淮河流域水文情势，造成淮河自身抗旱能力减弱.

3.2　结论

1）淮河流域枯水流量 C_v 为 0.23～1.34，其中潢川、班台、蒋家集和蚌埠站的 C_v 均超过 1，而年最小枯水流量为 0.002～24.5 $m^3 \cdot s^{-1}$，枯水流量年际变化剧烈. 息县、王家坝、蒋家集和横排头站在不同时间尺度的枯水径流中的变异点多发生于 2001 年；阜阳和鲁台子站在不同时间尺度的枯水径流中的变异点均出现在 1964 年. 各站点变异时间多发生在 20 世纪 60 年代初及 21 世纪初.

2）息县、王家坝、班台、蒋家集和横排头站的枯水径流量整体上呈震荡上升趋势，其中息县、潢川、班台和王家坝站在 Q1、Q7、Q15 中的变化趋势基本一致，整体呈震荡上升趋势. 阜阳站和蚌埠站变化恰好相反. 空间分布上，上游枯水流量呈增加趋势，而中游则呈下降趋势.

3）息县、班台、阜阳、蚌埠和鲁台子这 5 个站点均在 1960—1977 年存在显著周期，另外枯水流量在这不同时间尺度的枯水径流中的 2.0～14.0 a 的波动较大的显著周期也主要集中在该时间段；潢川、班台、王家坝、蒋家集、横排头和蚌埠站则在 1997—2012 年的时间段内有显著周期变化，且以 2.0～4.6 a 的周期变化为主.

4　参考文献

[1] SCHIERMERMEIER Q. Increased flood risk linked to global warming[J]. Nature, 2011, 470(7334): 316

[2] 王莉娜，李勋贵，王晓磊，等. 泾河流域枯水复杂性研究[J]. 自然资源学报，2016，31(10)：1702

[3] 倪雅茜. 枯水径流研究进展与评价[D]. 武汉：武汉大学，2005：8

[4] CUI H, SINGH V P. Low Streamflow Forcasting using Minimum Relative Entropy[C] // AGU Fall Meeting. AGU Fall Meeting Abstracts, 2013

[5] GOTTSCHALK L, YU K X, LEBLOIS E, et al. Statistics of low flow: theoretical derivation of the distribution of minimum streamflow series[J]. Journal of Hydrology, 2013, 481(4): 204

[6] YU K X, XIONG L, GOTTSCHALK L. Derivation of low flow distribution functions using copulas[J]. Journal of Hydrology, 2014, 508(1): 273

[7] 张钰，陶嗣廉，石婕，等. 渭河流域上游枯水径流特征与机理分析[J]. 冰川冻土，2015，37(3)：757

[8] 王莉娜，李勋贵，王晓磊，等. 泾河流域枯水复杂性研究[J]. 自然资源学报，2016，31(10)：1702

[9] 孙鹏，张强，陈晓宏. 鄱阳湖流域枯水径流演变特征、成因与影响[J]. 地理研究，2011，30(9)：1702

[10] 张强，孙鹏，江涛，等. 鄱阳湖流域水文极值演变特征、成因与影响[J]. 湖泊科学，2011，23(3)：445

[11] SHI H, HU C, WANG Y, et al. Analyses of trends and causes for variations in runoff and sediment load of the Yellow River[J]. International Journal of Sediment Research, 2017, 32(2):171

[12] ZHANG Q, GU X H, SINGH V P, et al. Flood frequency under the influence of trends in the Pearl River basin, China: changing patterns, causes and implications[J]. Hydrological Processes, 2015, 29(6): 1406

[13] GOCIC M, TRAJKOVIC S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia[J]. Global & Planetary Change, 2013, 100(1): 172

[14] 周园园，师长兴，范小黎，等. 国内水文序列变异点分析方法及在各流域应用研究进展[J]. 地理科学进展，2011，30(11):1361

[15] GOCIC M, TRAJKOVIC S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia[J]. Global & Planetary Change, 2013, 100(1):172

[16] 闫敏华，邓伟，陈泮勤. 三江平原气候突变分析[J]. 地理科学，2003，23(6):661

[17] 丁晶. 洪水时间序列干扰点的统计推估[J]. 武汉大学学报(工学版)，1986(5):38

[18] LEE A F S, HEGHINIAN S M. A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables: a bayesian approach[J]. Technometrics, 1977, 19(4):503

[19] 盛骤. 概率论与数理统计简明本[M]. 北京：高等教育出版社，2009

[20] 陈广才，谢平. 水文变异的滑动 F 识别与检验方法[J]. 水文，2006，26(2):57

[21] 武方圆，谢平，陈广才，等. 水文变异分类综合诊断方法及其在无定河流域的应用[C]. 中国水论坛学术研讨会. 2006

[22] YUE S, WANG C Y. Power of the Mann—Whitney test for detecting a shift in median or mean of hydrometeorological data[J]. Stochastic Environmental Research & Risk Assessment, 2002, 16(4):307

[23] 李淼，夏军，陈社明，等. 北京地区近 300 年降水变化的小波分析[J]. 自然资源学报，2011(6):1001

[24] 王文圣，丁晶，衡彤，等. 水文序列周期成分和突变特

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

征识别的小波分析法[J]. 工程勘察, 2003(1):32
[25] 王艳姣, 闫峰. 1960—2010年中国降水区域分异及年代际变化特征[J]. 地理科学进展, 2014, 33(10):1354
[26] 王情, 刘雪华, 吕宝磊. 基于SPOT-VGT数据的流域植被覆盖动态变化及空间格局特征:以淮河流域为例[J]. 地理科学进展, 2013, 32(2):270
[27] 唐为安, 田红, 卢燕宇, 等. 1961—2010年降水和土地利用变化对淮河干流上中游径流的影响[J]. 生态环境学报, 2015(10):1647
[28] 王式成, 王敬磊, 刘方, 等. 淮河中游枯水期水量配置与调度技术综合研究[J]. 治淮, 2015(12):14
[29] 叶金印, 黄勇, 张春莉, 等. 近50年淮河流域气候变化时空特征分析[J]. 生态环境学报, 2016, 25(1):84
[30] 张晓红, 陈兴, 罗连升, 等. 1960—2008年淮河流域面雨量时空变化及径流响应[J]. 资源科学, 2015(10):2051
[31] 宁远, 钱敏, 王玉. 太淮河流域水利手册[M]. 北京:科学出版社, 2003:25
[32] 王式成, 王敬磊, 刘方, 等. 淮河中游枯水期水量配置与调度技术综合研究[J]. 治淮, 2015(12):14
[33] 杨秀芹, 王国杰, 叶金印, 等. 基于GLEAM模型的淮河流域地表蒸散量时空变化特征[J]. 农业工程学报, 2015, 31(9):133
[34] 唐为安, 田红, 卢燕宇, 等. 1961—2010年降水和土地利用变化对淮河干流上中游径流的影响[J]. 生态环境学报, 2015(10):1647

Characteristics of low streamflow: possible causes and implications in Huaihe River basin

SUN Yuyan[1,2,3] SUN Peng[1,3,4] YAO Rui[1,3]
ZHANG Qiang[2] SHI Peijun[2] WANG Youzhen[5]

(1)College of Geography and Tourism, Anhui Normal University(School of Geography and Tourism, Anhui Normal University), 241002, Wuhu, Anhui, China;
2)Key Laboratory of Environmental Change and Natural Disaster, Ministry of Education, Beijing Normal University, 100875, Beijing, China;
3)Key Laboratory of Earth Surface Processes and Regional Response in the Yangtze-Huaihe River Basin, Anhui Province, 241003, Wuhu, Anhui, China;
4)State Key Laboratory of Earth Surface Processes and Resource Ecology, Beijing Normal University, 100875, Beijing, China;
5)Key Laboratory of Water Conservancy and Water Resources of Anhui Province, Water Resources Research Institute of Anhui Province and Huaihe River, 233060, Bengbu, Anhui, China)

Abstract Daily runoff series at nine hydrological stations from 1956-2016 in the Huaihe River basin were used to investigate spatial and temporal patterns of consecutive 1-day, 7-day, 15-day, 30-day minimum streamflow regimes in the middle and upper Huaihe River basin, by Mann-Kendall non-parametric trend test, wavelet analysis and correlation analysis. This will help to rationally use the limited water resources in the Huaihe River basin. Cv values of low flow in lower and middle Huaihe River basin were found to be from 0.23 and 1.29. Annual minimum instantaneous low flow ranged from 0.002 and 24.5 $m^3 \cdot s^{-1}$ with drastic fluctuations. Change points of the four flow series were observed in 2001 at Xixian, Wangjiaba, Jiangjiaji and Hengpaitou stations. Change points of the four streamflow series at Fuyang and Lutaizi stations were found in 1964. Change points of streamflow series at all stations in the Huaihe River basin were found to be mainly in the early 1960s and early 21st century. Similar changes could be observed for Q1, Q7 and Q15 at Xixian, Huangchuan, Bantai and Wangjiaba stations with generally upward trends. Similar decreasing tendency for Q1, Q7 and Q30 has been observed at Fuyang and Bengbu stations. From the spatial viewpoints, low flow in upper Huaihe River basin was increasing but ecreasing in the middle Huaihe River basin. Significant periodicity of 2.0-14.0 years for streamflow changes could be detected from 1960-1977 at Xixian, Bantai, Fuyang, Bengbu and Lutaizi stations with periodicity changes of 2.0-4.6 years from 1997-2012.

Keywords low flow; change point; trend change; Huaihe River basin

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net