

魏光辉,张环,张蕾螺,等.开都河近60余年径流变化规律多时间尺度分析[J].人民珠江,2025,46(10):10-17.

开都河近60余年径流变化规律多时间尺度分析

魏光辉^{1,2},张环^{1,2},张蕾螺^{1,2},杨美娥^{3*}

(1.新疆塔里木河流域管理局,新疆 库尔勒 841000;2.塔里木河流域水利研究会,新疆 库尔勒 841000;3.新疆科技学院,新疆 库尔勒 841000)

摘要:开展长序列河川径流演变规律分析,对于科学规划利用地表水资源具有重要意义。文章基于新疆开都河60余年径流数据资料,运用简单线性回归、非参数检验、R/S分析、小波分析等方法分析了径流在多年、季节2个时间尺度下的变化规律,结果表明:多年与春、秋、冬季节尺度下径流呈现显著增加趋势,夏季径流增加趋势不显著。统计检验值 Z 及 β 的计算结果与线性回归分析结论相符;多年尺度下径流突变点为1996年,春、夏、秋、冬季节尺度下径流丰枯变化的拐点分别为1996、1996、1994、1994年;多年尺度下,径流赫斯特指数为0.865。春、夏、秋、冬季节尺度下,径流赫斯特指数分别为0.653、0.792、0.852、0.912,其值均大于0.5,表明径流未来仍将呈现持续增长态势;多年尺度下,径流存在14、25 a的变化周期。季节尺度下径流第一主周期在14 a与15 a附近变化。研究成果为流域地表水资源科学利用与生态保护提供了技术参考。

关键词:径流;时间尺度;突变分析;小波分析;开都河

中图分类号:TV121 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9235(2025)10-0010-08

Multi-Time Scale Analysis of Runoff Variation of Kaidu River over Past 60 Years

WEI Guanghui^{1,2}, ZHANG Huan^{1,2}, ZHANG Leilei^{1,2}, YANG Mei^{3*}

(1. Xinjiang Tarim River Basin Authority, Korla 841000, China; 2. Tarim River Basin Water Resources Research Association, Korla 841000, China; 3. Xinjiang College of Science & Technology, Korla 841000, China)

Abstract: The pattern analysis of the long-sequence river runoff evolution holds crucial importance for the scientific planning and rational utilization of surface water resources. This study was grounded in runoff data from the Kaidu River over the past 60 years or above. By applying techniques such as simple linear regression, non-parametric testing, R/S analysis, and wavelet analysis, it delved into the runoff variation patterns across two time scales: the multi-year scale and the seasonal scale. The results reveal that the runoff demonstrates a pronounced upward trend at the multi-year scale, along with in spring, autumn, and winter seasons. Conversely, the increasing tendency of runoff in summer is relatively unremarkable. The computed values of the statistical test indices Z and β are consistent with the outcomes of the linear regression analysis. The mutation point of runoff at the multi-year scale is identified as 1996. At the seasonal scales of spring, summer, autumn, and winter, the inflection points for the transition between wet and dry periods of runoff are 1996, 1996, 1994, and 1994, respectively. At the multi-year scale, the Hurst index of runoff stands at 0.865. At the seasonal scales of spring, summer, autumn, and winter, the Hurst indices of runoff are 0.653, 0.792, 0.852, and 0.912, respectively,

基金项目:国家自然科学基金(U2003204);国家重点研发计划(2023YFC3206804);水利部重大科技项目(SKS-2022155);国家科技基础资源调查专项(2022xjkk0103)

收稿日期:2025-03-08 **修回日期:**2025-04-16 **网络首发日期:**2025-05-18

作者简介:魏光辉(1981—),男,博士,正高级工程师,主要从事干旱区水资源利用与生态保护研究。E-mail:530748965@qq.com

通信作者:杨美娥(1985—),女,硕士,高级工程师,主要从事水资源管理研究。E-mail:176044829@qq.com

with all these values surpassing 0.5. It suggests that the runoff will persist in an upward trajectory in the future. At the multi-year scale, the runoff features change cycles of 14 years and 25 years. At the seasonal scale, the first-order principal cycle of runoff fluctuates in the range of 14~15 years. The research findings provide a technical reference for the scientific utilization of surface water resources and ecological conservation within the basin.

Keywords: runoff; time scale; mutation analysis; wavelet analysis; Kaidu River

水资源是支撑干旱区经济社会发展的重要自然资源与经济资源^[1]。河川径流作为水资源的重要组成部分是维持生态系统平衡、保障人类社会生存与发展的关键要素,其变化特征不仅受降水、气温等自然因素直接影响,还与土地利用变化、植被覆盖、水利工程建设等人类活动密切相关^[2-4]。掌握河川径流变化规律,对水资源的科学规划、合理开发利用、生态环境保护以及积极应对气候变化等,都具有不可估量的重要意义。

当前,国内学者围绕径流变化气候响应已开展了一些具体研究,主要集中在如黄河上游、甘肃祁连山中部以及新疆博尔塔拉河、阿克苏河、和田河等区域性河流^[5-8]。目前,围绕开都河,研究重点主要集中于径流中长期预报与河流生态需水研究 2 个方面^[9-13],针对开都河径流变化规律分析的研究较少,主要存在径流时间序列数据较短、规律分析系统性不足的问题。开都河作为塔里木河流域“四源一干”中的重要源头,是下游博斯腾湖的主要水源,同时承担着流域内和静县、和硕县、焉耆县、博湖县、尉犁县、库尔勒市及兵团第二师的农业灌溉供水任务,是中国重要的棉花生产区、粮食供应区和能源战略区。受经济利益驱动,流域内水土开发规模不断扩大,农业用水比例高达 90%。这种不合理的水资源开发方式导致地表水短缺、地下水过度开采、生态用水被挤占等一系列问题。鉴于此,为了科学规划利用地表水资源,积极应对气候变化,本文基于开都河近 60 余年来(1956—2021 年)径流数据资料,系统地分析了多年、季节时间尺度下的径流演变特征,以期为该流域未来水资源优化配置与生态保护提供技术参考。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源与预处理

本文径流数据来源于新疆维吾尔自治区水文局,为开都河大山水文站 1956—2021 年逐月径流资料。

为保证原始数据的准确性,水文部门已对数据资料的可靠性、一致性和代表性进行了审查(包括异常值处理等)。本文根据各年度逐月径流资料累加,得到多年尺度径流数据;按照四季划分原则,将 3—5 月(春季)、6—8 月(夏季)、9—11 月(秋季)、12 月至次年 2 月(冬季)逐月径流资料累加,得到季节尺度径流数据。

1.2 研究方法

1.2.1 简单线性回归

通过构造一元线性回归方程拟合径流量(y)随时间(x)的变化,给出代表变化趋势的斜率(a):

$$y = ax + b \quad (1)$$

式中: b 为截距; a 为斜率。

斜率的显著性检验通过构造统计量(t),当 $|t| > t_{\alpha/2}$ 时,线性关系显著,见式(2):

$$t = \frac{a}{S_e} \quad (2)$$

$$S_e = \sqrt{\sum x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum x_i)^2}$$

式中: S_e 为标准误差; x_i 为时间序列值; n 为样本量; i 为时间序列, $i=1,2,3,\dots,n$ 。

1.2.2 趋势性分析

Mann-Kendall 是一种广泛使用的非参数统计检验。假设时间序列 $X_i = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ($n \geq 10$),以统计量 Z 衡量其变化:若 $Z > 0$,则时间序列 X_i 呈上升趋势;反之则时间序列 X_i 呈下降趋势。

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (4)$$

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (5)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1, & x_j - x_i > 0 \\ 0, & x_j - x_i = 0 \\ -1, & x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (6)$$

式中: $\text{sgn}(\)$ 为符号函数。

对于时间序列 $X_t = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, 以斜率 β 衡量其变化趋势: 若 $\beta > 0$, 则表明时间序列 X_t 呈上升趋势, 反之则 X_t 呈下降趋势。

$$\beta = \text{Median}\left(\frac{x_j - x_i}{j - i}\right), \forall j > i \quad (7)$$

式中: $\text{Median}(\)$ 为取中值。

1.2.3 突变性分析

Pettitt 检验是由 Pettitt 提出的一种直接利用秩序列进行变异点识别的非参数检验方法, 其不仅可对水文序列实施变异点检验, 也能量化变异点在统计意义上的显著水平。

对于时间序列参数 $X_t = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, 假设突变点为 x_i , 则统计量 $U_{i,n}$:

$$U_{i,n} = U_{i-1,n} + \sum_{j=1}^n \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (8)$$

定义统计量 K_i 寻找最有可能的突变点 t :

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

定义显著性水平 P_i , 与给定置信水平 α 比较, 若 $P > \alpha$, 则表明在时间 t 处不存在显著突变; 反之表明存在显著突变。

$$P_i = 2 \exp\left(\frac{-6K_i^2}{n^3 + n^2}\right) \quad (10)$$

Pettitt 检验方法的优势包括: 非参数特性(即不需要数据遵循特定分布, 如正态分布等), 稳健性(即在面对异常值和离群点时, 检验结果依然可靠), 适应性强(即适用于各种长度的数据序列, 从

短序列到长序列均可)。然而 Pettitt 突变检验也有一些缺点, 如仅适用于单突变点检测, 对高阶矩突变不敏感, 受序列自相关性影响, 统计功效与样本量相关等。在实践中, 通常要与其他突变检测方法一起使用, 以提高突变检测结果的精度和可信度。

1.2.4 持续性分析

R/S 分析法也被称为分形时间序列。其基本思想是改变样本序列的时间尺度, 研究在不同尺度范围内的统计规律, 从而进行大小时间尺度间的相互转换。该方法通过 Hurst 指数的判定, 分析时间序列的分形结构和状态持续性, 为时序的复杂性演变提供一种有效的非线性科学预测方法^[14]。Hurst 指数对于所有的时间序列都有着广泛的用途, 它对被研究的系统所要求的假定很少。

对于随机的时间序列 $X_t = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, 满足:

$$\frac{R(\tau)}{S(\tau)} = \left(\frac{\tau}{2}\right)^H \quad (11)$$

式中: τ 为时间序列的序数; $R(\tau)$ 为时间序列对应的累积偏差的域; $S(\tau)$ 为 $R(\tau)$ 对应的标准偏差; $R(\tau)/S(\tau)$ 为重标极差; H 为 Hurst 指数, 其值为 0~1, 可在双对数坐标系中根据 $[\ln \tau, \ln(R/S)]$ 值用最小二乘法拟合求得。若 $H = 0.5$, 表明时间序列现在和未来之间没有相关性; 若 $0.5 < H < 1.0$, 表明时间序列具有正持续性, 反之则具有反持续性。

1.2.5 周期性分析

小波分析广泛应用于大气科学等领域^[10]。假设 $\psi(t)$ 为基小波函数, 则:

$$\psi_{a,b}(t) = |a|^{-1/2} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad \text{其中, } a, b \in R, a \neq 0 \quad (12)$$

式中: $\psi_{a,b}(t)$ 为子小波; a 为尺度因子, 反映小波周期长度; b 为平移因子, 反映平移时间。

进行小波分析的关键是要选择合适的小波函数, 因此本文使用较为广泛的 Morlet 小波函数。通过小波变换可得到小波系数和方差^[15], 假设给定的连续信号 $f(t) \in L^2(R)$, 则小波系数为:

$$W_f(a, b) = |a|^{-1/2} \int_R f(t) \bar{\psi}\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (13)$$

式中: $W_f(a, b)$ 为小波系数; $\bar{\psi}(\frac{t-b}{a})$ 为 $\psi(\frac{t-b}{a})$ 的复共轭函数。

在实际计算时,先由小波变换方程得到小波系数,再由小波系数来分析时间序列的时频变换特征。把小波系数的平方值在时间域上求积分,可以得到小波方差^[16-17],即:

$$\text{Var}(a) = \int_{-\infty}^{+\infty} |W_f(a, b)|^2 db \quad (14)$$

2 结果与分析

根据预处理后的开都河大山水文站 1956—2021 年多年、季节尺度径流数据资料,利用 Matlab 软件编写上述分析函数并将径流数据导入,即可计算得到简单线性回归方程系数与显著性、非参数检验结果、R/S 分析中的赫斯特指数与拟合情况、小波系数、方差与周期等图表。

2.1 趋势性分析

不同时间尺度(多年、季节)下的径流一元线性回归分析结果见表 1。可知:在多年时间尺度下,年径流线性回归方程的回归系数为 0.098 5(大于零)、回归分析统计量为 0.307 9,表明该线性回归方程通过了置信度为 0.05 的统计检验,即 60 余年来,开都河径流呈现显著增加趋势,增加速率约为 0.098 5 亿 m^3/a ;在季节时间尺度下,春季径流线性回归方程的回归系数为 0.015 7(大于零)、回归分析统计量为 0.255 2,通过了置信度为 0.05 的统计检验,即 60 余年来,春季径流呈现显著增加趋势,增加速率约为 0.015 7 亿 m^3/a ;同理,夏季径流线性回归方程的回归系数为 0.039 5(大于零)、回归分析统计量为 0.198 5,表明回归方程未通过置信度为 0.05 的统计检验,即夏季径流虽然呈现增加趋势,但趋势不显著;秋季径流线性回归方程的回归系数为 0.023 4(大于零)、回归分析统计量为 0.299 0,表明秋季径流呈现显著增加趋势,增加速率为 0.023 4 亿 m^3/a ;冬季径流线性回归方程的回归系数为 0.021 6(大于零)、回归分析统计量为 0.510 8,通过了置信度为 0.05 的统计检验,表明冬季径流呈现显著增加趋势,增加速率为 0.021 6 亿 m^3/a 。

表 1 不同时间尺度下开都河径流线性回归分析

Tab. 1 Linear regression analysis of Kaidu River runoff at different time scales

序号	时间尺度	回归系数	统计量	临界统计量 ($\alpha=0.05$)	显著性
1	多年	0.098 5	0.307 9	0.242 3	显著
2	春季	0.015 7	0.255 2	0.242 3	显著
3	夏季	0.039 5	0.198 5	0.242 3	不显著
4	秋季	0.023 4	0.299 0	0.242 3	显著
5	冬季	0.021 6	0.510 8	0.242 3	显著

不同时间尺度下的径流统计检验值见表 2。可知,年尺度下 Z 统计值为 2.512 5, Theil-Sen Median 计算结果 β 为 0.096,大于零,判定径流呈现显著增加趋势;同理,季节尺度下,春、夏、秋、冬统计检验值 Z 分别为 2.091 9、1.638 1、2.368 6、3.873 9, Theil-Sen Median 计算结果 β 分别为 0.018 3、0.037 2、0.025 1、0.019 2,均大于 0,判定春、秋、冬径流呈现显著增加趋势;夏季统计值 Z 未通过置信度为 95% 的显著性检验,判定径流量增加趋势不显著。

表 2 不同时间尺度下开都河径流变化趋势

Tab. 2 Variation trends of Kaidu River runoff at different time scales

时间尺度	M-K 趋势检验计算结果		Theil-Sen Median 计算结果(β)
	Z	显著性检验 (95%)	
春季	2.091 9	显著	0.018 3
夏季	1.638 1	不显著	0.037 2
秋季	2.368 6	显著	0.025 1
冬季	3.873 9	显著	0.019 2
多年	2.512 5	显著	0.096 0

根据表 1、2 研究结果可知,在全球气候变暖背景下,开都河夏季径流增加趋势不显著,而其他季节径流增加趋势显著,这可能是由于气候变化导致流域夏季降雨的不确定性与波动性增强,使得以大气降雨补给为主要来源的开都河径流在夏季呈现增加趋势不显著。

2.2 突变性分析

通过累计距平、Pettitt突变分析2种方法来研究开都河年、季节时间尺度下径流时间序列的突变特征,具体如下。

a) 累积距平分析(图1)。年尺度下,径流变化大致经历了2个时期,1956—1995年,总体上为枯水期,径流累积距平过程线呈现波动下降趋势,至1995年以后(1995—2021年),径流累积距平过程线

波动上升,初步判断1995年为径流丰枯变化的拐点;同理,春季变化大致经历了2个时期,1956—1995年,径流累积距平过程线呈现波动下降趋势,至1995年以后(1995—2021年),径流累积距平过程线波动上升,初步判断1995年为春季径流丰枯变化的拐点;以此类推,初步判断夏、秋、冬径流丰枯变化的拐点分别为1995、1993、1993年。

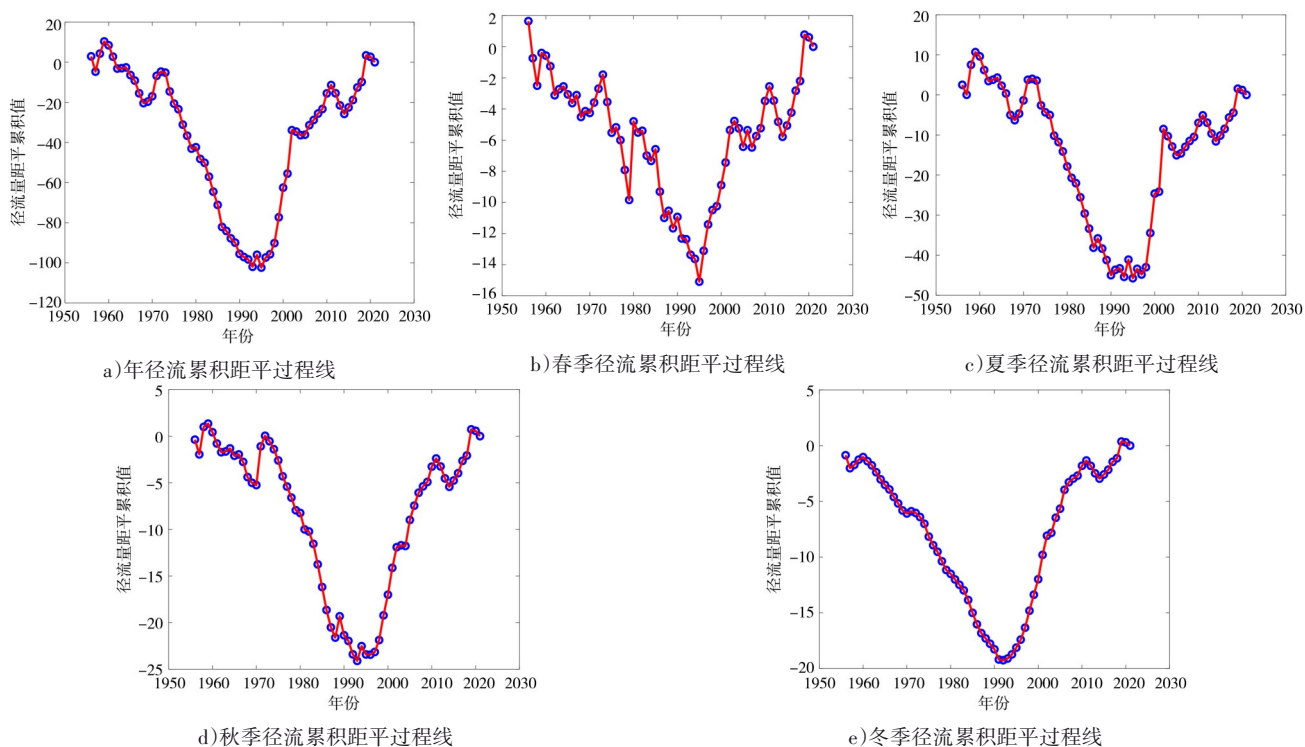


图1 不同时间尺度下开都河1956—2021年径流累积距平过程线

Fig. 1 Cumulative anomaly process line of Kaidu River runoff from 1956 to 2021 at different time scales

b) Pettitt突变分析。不同时间尺度下的Pettitt突变分析统计量 t 见图2。可知,年时间尺度下径流统计量 t 大致也经历了2个时期,1956—1996年统计量 t 呈现持续向下波动,至1996年达到最小值,之后呈持续向上波动趋势,1996年为径流突变点,这与累积距平分析结果仅差1年,这可能是由于Pettitt非参数检验法能够排除自相关,从而更好地表现突变性。因此初步判定1996年为径流突变点;同理,春季变化大致经历了2个时期,1956—1996年,径流累积距平过程线呈现波动下降趋势,至1996年以后(1996—2021年),径流累积距平过程线波动上升,初步判断1996年为春季径流丰枯变化的拐点,这与

累积距平分析结果仅差1年;以此类推,初步判断夏、秋、冬径流丰枯变化的拐点分别为1996、1994、1994年。

综上所述,结合2种方法分析判定年尺度下的径流突变点为1996年,春、夏、秋、冬季节尺度下径流突变点分别为1996、1996、1994、1994年。分析产生这种突变的主要原因,20世纪90年代以来,随着开都河上游大山口水库、柳树沟水库等大中型水利工程的相继建设,以及流域水土资源开发规模急剧扩大,这是导致年径流在1996年突变的关键因素。

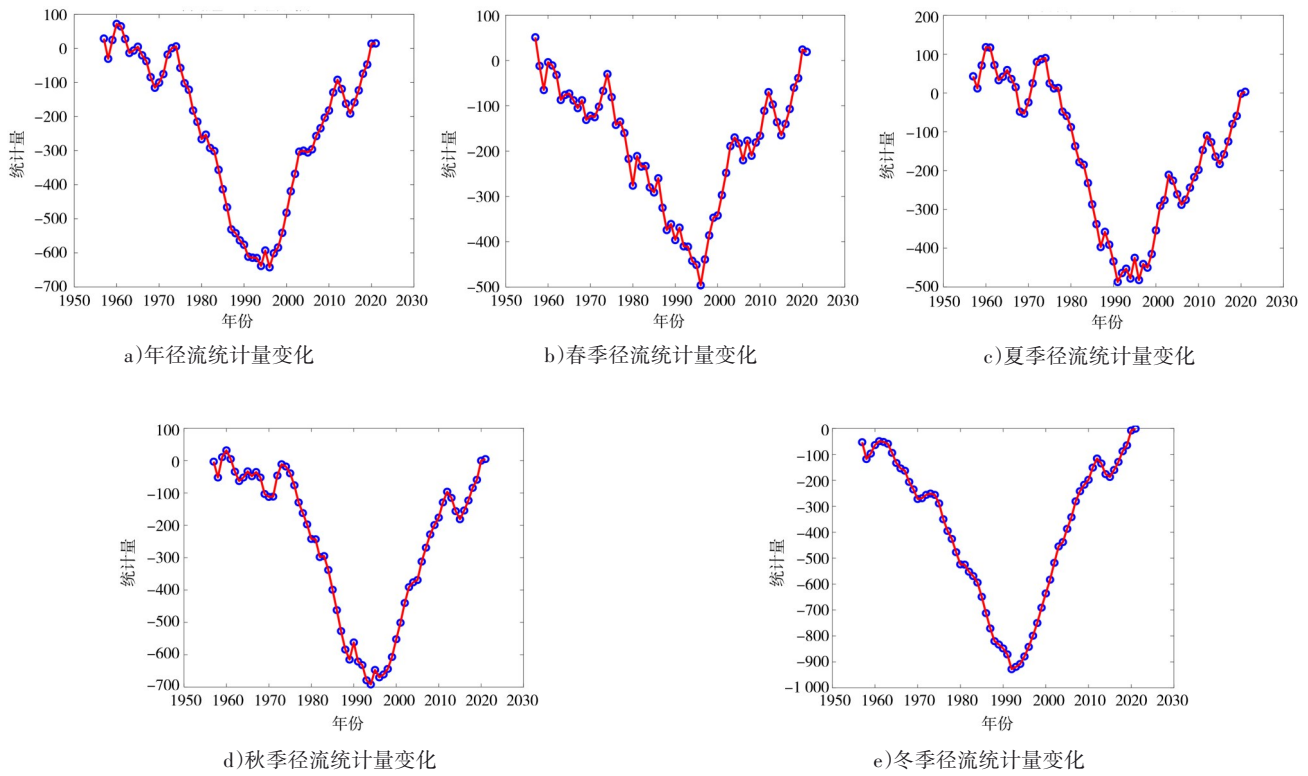


图 2 不同时间尺度下开都河 1956—2021 年径流变化 Pettitt 分析

Fig. 2 Pettitt analysis of runoff changes in Kaidu River from 1956 to 2021 at different time scales

2.3 持续性分析

进一步分析未来径流变化的持续性,计算多年、季节尺度下的赫斯特指数(表 3)。可知,多年尺度下,径流赫斯特指数 H 为 0.865。季节尺度下,春、夏、秋、冬季节对应的 H 分别为 0.653、0.792、0.852、0.912,其值均大于 0.5,由此可知,未来年、季节尺度下的径流仍然将呈现持续增长态势。

2.4 周期性分析

年、季节尺度下的径流小波系数与小波方差见图 3。图中,径流小波系数图负值(蓝色)表明枯水期,正值(紫色)表明处于丰水期。结果表明:年径流存在 14、25 a 的变化周期。在超过 60 a 的时间尺度上,其周期性明显但曲线未闭合。14 a 为第一主周期,以枯-丰交替形式出现,有 5 个中心;春季径流存在 6、15、28 a 的变化周期,15 a 为第一主周期,有 6 个中心。6 a 为第二主周期,28 a 为第三主周期;夏

表 3 不同时间尺度下开都河径流赫斯特指数

Tab. 3 Hirst index H of Kaidu River runoff at different time scales

序号	时间尺度	H	统计量	临界统计量 ($\alpha=0.05$)	显著性
1	多年	0.865	0.668	0.242 3	显著
2	春季	0.653	0.573	0.242 3	显著
3	夏季	0.792	0.622	0.242 3	显著
4	秋季	0.852	0.704	0.242 3	显著
5	冬季	0.912	0.715	0.242 3	显著

季径流存在 4、14、23 a 的变化周期,14 a 为第一主周期,23、4 a 分别为第二、三主周期;秋季径流存在 9、15、24 a 的变化周期,15 a 为第一主周期,9 a 为第二主周期,24 a 为第三主周期;冬季径流存在 8、15 a 变化周期,15 a 为第一主周期,8 a 为第二主周期。

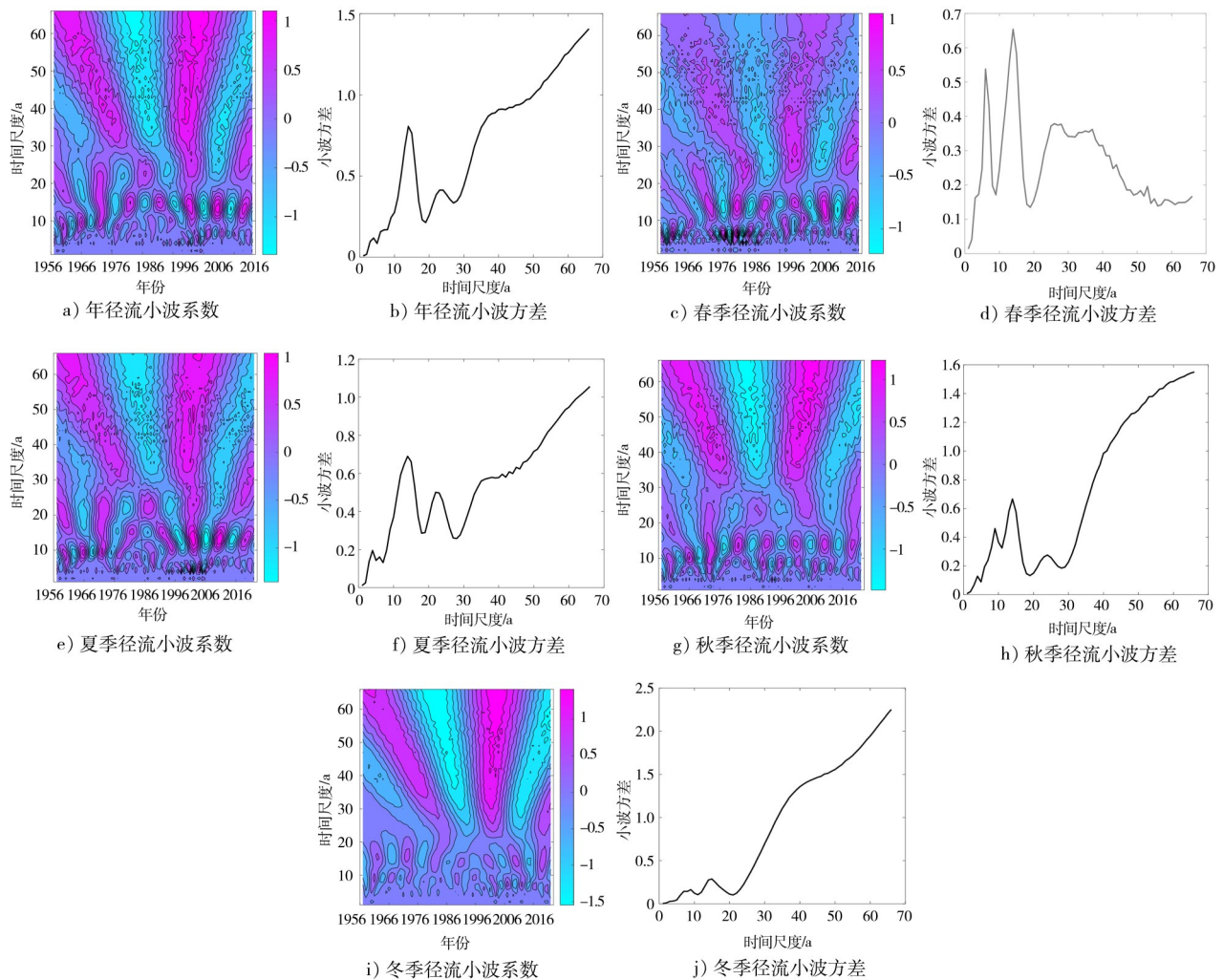


图3 不同时间尺度下开都河1956—2021年径流小波分析

Fig. 3 Wavelet analysis of Kaidu River runoff from 1956 to 2021 at different time scales

3 讨论

本文以新疆开都河为例,对其近60 a来径流变化规律进行了多时间尺度分析。在多年尺度上,开都河径流呈现显著增加趋势,这与巴音达拉等^[18]、周海鹰等^[19]研究的同处于塔里木河流域的和田河、阿克苏河与叶尔羌河3条河流的径流变化趋势分析结果完全一致;借助Pettitt突变分析,判定开都河径流突变点为1996年,邬晓丹等^[20]根据开都河1981—2020年径流数据资料判定突变年份为1995年,与本研究结论基本一致,仅仅误差1 a,可能是因为两者数据系列长短差异导致的。此外,未来开都河径流在多年、季节尺度下仍然保持增加趋势(赫斯特指数 H 均大于0.5),这与刘静等^[21]关于阿克苏河、叶

尔羌河、和田河径流未来趋势判定结论完全一致。由于以开都河流域为代表的新疆塔里木河流域是易受气候变化影响的敏感区以及脆弱区。因此,笔者将在今后的研究中增加更多有代表性的水文、气象观测站数据,结合流域地形地貌,进一步详细分析径流变化的气候响应,定量区分人类活动和气候变化对径流响应的内在机理及贡献。

4 结论

本文分析了多年、季节尺度下开都河1956—2021年径流变化特征,运用简单线性回归、非参数检验、R/S分析、小波分析等研究方法得到以下结论。

a)开都河多年与春、秋、冬季节尺度下径流呈

现显著增加趋势,夏季径流增加趋势不显著。统计检验值 Z 及 β 值的计算结果与线性回归分析结论相符。

b)多年尺度下的径流突变点为 1996 年,春、夏、秋、冬季节尺度下径流丰枯变化的拐点分别为 1996、1996、1994、1994 年。

c)多年尺度下,径流变化赫斯特指数为 0.865,春、夏、秋、冬季节尺度下径流变化赫斯特指数分别为 0.653、0.792、0.852、0.912,其值均大于 0.5,表明未来径流仍然将呈现持续增长态势。

d)径流在不同时间尺度上存在着不同的变化主周期。多年尺度上,径流存在 14、25 a 的变化周期,春、夏、秋、冬季节尺度上径流第一主周期在 14 a 与 15 a 附近变化。

参考文献:

- [1] 丁超,胡永江,王振华,等. 虚拟水社会循环视域下的水资源承载力评价[J]. 自然资源学报,2021,36(2):365-371.
- [2] 陈红川,穆振侠,魏光辉. 基于“四水”转化模型的新疆开都-孔雀河绿洲农业节水潜力研究[J]. 水利规划与设计,2024(6):39-44.
- [3] 陈沛源,俞巧,李金文,等. 1957—2016 年泾河干流径流量变化趋势分析[J]. 人民黄河,2022,44(8):22-27.
- [4] 樊贤璐,徐国宾,邓恒,等. 1975—2015 年洪泽湖水沙变化趋势及成因分析[J]. 南水北调与水利科技,2019,17(3):7-15.
- [5] 轩党委,张献志,刘龙庆,等. 黄河源区汛期降水径流序列多尺度小波分析[J]. 人民黄河,2024,46(4):32-36,42.
- [6] 白小晶,王中玉,刘泰兴. 黄河上游径流量对气候变化的响应和预测模型[J]. 科学技术与工程,2024,24(18):7502-7509.
- [7] 艾克热木·阿布拉,王月健,凌红波,等. 塔里木河流域水资源变化趋势及用水效率分析[J]. 石河子大学学报(自然科学版),2019,37(1):112-120.
- [8] 田昊玮,陈伏龙,龙爱华. 博尔塔拉河源区径流对气候变化的响应及预测[J]. 干旱区地理,2023,46(9):1432-1442.
- [9] 唐晓宇,刘铁,黄粤,等. 开都河流域水-能源-生态综合收益下的水资源优化配置[J]. 南水北调与水利科技(中英文),2025,23(1):90-98.
- [10] 刘渤,骆震,陈伏龙,等. 基于 MIKE 耦合模型的开都河中短期径流预报[J]. 水资源与水工程学报,2024,35(5):100-106,113.
- [11] 刘渤. 基于 MIKE SHE 模型的开都河中短期径流预报[D]. 喀什:石河子大学,2024.
- [12] 张慧颖. 新疆博斯腾湖及开都河生态需水量评价研究[D]. 北京:中国地质大学(北京),2023.
- [13] 季小兵,马玉其,王新友,等. 基于 1960—2018 年实测径流与水文学方法的开都河生态流量分析[J]. 水资源与水工程学报,2020,31(6):17-23,30.
- [14] 陈江峰,龚书浩,李迎超. 基于 R/S 分析的阿坝藏族羌族自治州年降雨量定量预测[J]. 中国水土保持,2019(7):30-33.
- [15] 党跃军. 汾河上游径流变化特征分析[J]. 中国农村水利水电,2015(9):31-33.
- [16] 曾志平,郑炎辉,周月英,等. 1954—2020 年北江流域枯季径流极值特征分析[J]. 人民珠江,2025,46(2):29-36.
- [17] 屈俭云,戴艳玲,王昊. 补远江干流年径流变化趋势及特性分析[J]. 人民珠江,2024,45(S1):196-200.
- [18] 巴音达拉,唐凤珍,陈红川,等. 塔里木河“三源一干”径流演变规律分析[C]//中国水利学会,西安理工大学. 2024 中国水利学术大会论文集(第五分册),2024:77-82.
- [19] 周海鹰,沈明希,陈杰,等. 塔里木河流域 60a 来天然径流变化趋势分析[J]. 干旱区地理,2018,41(2):221-229.
- [20] 鄯晓丹. 气候变化对塔里木河“四源”径流及洪水过程的影响研究[D]. 呼和浩特:内蒙古师范大学,2024.
- [21] 刘静,龙爱华,李江,等. 近 60 年塔里木河三源流径流演变规律与趋势分析[J]. 水利水电技术,2019,50(12):10-17.

(责任编辑:程 茜)