

密云水库以上流域年径流变化趋势及周期分析

钟永华¹, 鲁帆², 易忠³, 赵静²

(1.北京市密云水库管理处,北京 101512; 2.中国水利水电科学研究院,北京 100038;
3.北京市潮白河管理处,北京 101512)

摘 要:密云水库是华北地区最大的水库,是确保首都供水安全和社会经济发展的重要水源地。本文以密云水库控制流域的张家坟站、下会站为代表站,选取 1960~2012 年的年径流资料,采用线性回归法、Kendall 秩次相关检验法、Spearman 秩次相关检验法分析密云水库以上流域径流的变化趋势,采用连续功率谱方法分析密云水库以上流域径流的周期。结果表明:密云水库上游潮河和白河两个流域径流的年际变化非常大,它们在同一年径流的丰枯基本一致,其中同丰同枯的概率最大。近半个世纪以来,上述两个流域的径流均呈现出明显的减少趋势,并且白河流域径流的减小速度快于潮河流域,密云水库以上流域年径流量序列显著存在约 4~5a 的周期振荡。

关键词:密云水库;径流;变化趋势;周期

中图分类号:S715.13

文献标识码:A

文章编号:1000-0852(2013)06-0081-04

密云水库位于京郊密云县城以北的山区,距北京市区中心约 90km,是华北地区最大的水库,是确保首都供水安全和社会经济发展的重要水源地。1999 年以后,北京遭遇连续干旱,年均降水量比多年平均减少了近 1/4,密云水库入库径流持续偏枯^[1]。与此同时,北京经济社会持续发展、人口不断增加,与水资源状况形成鲜明反差。为应对连续干旱,北京不得不动用密云水库库存,保证城市供水安全。近 10 年间,密云水库蓄水量减少近 $20 \times 10^8 \text{m}^3$,为保障城乡用水安全付出了巨大的水资源代价。密云水库径流变化趋势及周期研究对于优化密云水库调度、统筹考虑北京市水资源调配、确保首都供水安全具有重要的科学意义。本文以密云水库控制流域的张家坟站和下会站为代表站,利用 1960~2012 年的年径流资料,研究密云水库上游潮河和白河两个流域年径流的变化趋势和周期。

1 密云水库及所在流域概况

密云水库建于 1958 年 9 月~1960 年 9 月,是一座以防洪、供水为主要功能的综合利用、多年调节的大型水利枢纽工程,按千年一遇洪水设计,万年一遇洪水校核,总库容 $43.75 \times 10^8 \text{m}^3$ 。密云水库处于东经

$115^\circ 25' \sim 117^\circ 30'$,北纬 $40^\circ 20' \sim 41^\circ 45'$ 之间,保护着下游京、津、冀地区的防洪安全,是治理潮白河的一项根本措施。下游保护范围内有京承、大秦铁路、京沈高速公路等主要交通干线,城市人口众多,涉及北京市密云县、怀柔区、顺义区、通州区,河北省香河县、宝坻县、武清县及天津市等多个地区,淹没面积 $8\,178 \text{km}^2$ 。水库投运以来,经受住了 1976 年唐山大地震和 1994 年高水位的考验,在防洪、灌溉、供水、发电、养殖等方面产生了巨大的经济和社会效益。为缓解北京市水资源紧张状况,国务院于 1982 年决定密云水库停止向天津、河北供水,专供首都城市用水。

密云水库由潮白河上游两大支流潮河、白河汇流而成,横跨在潮河、白河主河道上,控制潮白河流域面积 $15\,788 \text{km}^2$,占总流域面积的 88%。潮河发源于河北省承德市丰宁县,至主坝坝址长 220km;白河发源于河北省张家口市沽源县,至主坝坝址长 248km。张家坟水文站和下会水文站分别是白河流域和潮河流域的出口控制站,两站的径流变化能代表密云水库以上流域的径流变化。密云水库流域属于土石山区,上游地势较高,库区附近地势稍低,下游为平原地带。流域属中纬度大陆性季风气候,冬季干旱,春秋多风,夏季

收稿日期:2013-02-18

基金项目:国家自然科学基金项目(51109224);国家重点基础研究发展计划课题(2010CB951102、2013CB036406)

作者简介:钟永华(1980-),男,江西吉安人,工程师,主要研究方向为水文水资源。E-mail: 12408180@qq.com

多雨,降雨量主要集中在7、8两月,占全年降雨量的56%^[2]。

2 径流基本特征分析

根据张家坟站和下会站1960~2012年的年径流资料统计,张家坟站多年平均径流量为 $4.06 \times 10^8 \text{ m}^3$,年径流量的变差系数为0.61,其中最大年径流值为 $13.22 \times 10^8 \text{ m}^3$,出现在1974年,最小年径流值为 $0.71 \times 10^8 \text{ m}^3$,出现在2002年,最大年径流量与最小年径流量的比值大于18。下会站多年平均径流量为 $2.49 \times 10^8 \text{ m}^3$,年径流量的变差系数为0.67,其中最大年径流值为 $8.80 \times 10^8 \text{ m}^3$,出现在1973年,最小年径流值为 $0.51 \times 10^8 \text{ m}^3$,出现在2007年,最大年径流量与最小年径流量的比值大于17。将两站的年径流序列分别从大到小进行排列,用经验频率分为三种年型:小于37.5%为丰水年,37.5%~62.5%为平水年,大于62.5%为枯水年。统计结果表明:两站同丰、两站同枯、两站同平、一丰一平、一枯一平的年数分别为15a、18a、7a、6a、7a,两站同一年的径流丰枯基本一致,其中同丰同枯的概率最大。

3 年径流变化趋势综合分析

径流变化趋势的分析方法很多,各有优缺点。线性回归法可以直观看出时间序列的变化趋势,并且线性方程的斜率表征了时间序列的平均趋势变化率,其不足是难以判断序列趋势性变化是否显著。Kendall秩次相关检验法和Spearman秩次相关检验法通过构造统计量和检验径流序列与其时序的相关性来检验径流序列的趋势性是否显著。这三种方法在水文中应用较为广泛。下面分别运用这三种方法来分析检验张家坟、下会两水文站年径流的长期变化趋势。

3.1 线性回归法

线性回归法通过建立水文序列 $x(t)$ 与其时序 t 之间的线性回归方程,进而检验时间序列的趋势性,该方法可以给出时间序列是否具有递增或递减的趋势。线性回归方程为:

$$x(t) = at + b \quad (1)$$

式中: $x(t)$ 为时间序列; t 为相应时序; a 为线性方程的斜率,表征时间序列的平均趋势变化率; b 为截距。 a 和 b 的值可由最小二乘法进行估计。

用线性回归法分析张家坟水文站和下会水文站1960~2012年实测年径流量序列的变化趋势,逐年数据序列及趋势性分析结果见图1和图2。可见,这两个

水文站实测年径流量序列都具有缓慢减小的趋势,并且张家坟水文站径流的减小速度快于下会水文站。

3.2 Kendall秩次相关检验法

Kendall秩次相关检验法是判断时间序列趋势性的另一种常用方法,在很多领域得到广泛应用。该法的基本思路是针对所研究的径流序列构造统计量:

$$U = \frac{\tau}{[\text{Var}(\tau)]^{1/2}} \quad (2)$$

式中: $\tau = \frac{4P}{N(N-1)} - 1$; $\text{Var}(\tau) = \frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}$; P 为径流序列中所有对偶值($Q_i, Q_j, j > i$)中 $Q_i > Q_j$ 出现的个数; N 为径流序列的总长度。可以证明,当 N 增加时, U 很快收敛于标准正态分布。通过检验在一定显著性水平 α 下的双尾检验临界值 $U_{\alpha/2}$,即可判别径流序列的变化趋势。若 $|U| > U_{\alpha/2}$,则说明径流序列的变化趋势显著,而且当 $U > 0$ 时序列呈上升趋势,当 $U < 0$ 时序列呈下降趋势。若 $|U| < U_{\alpha/2}$,则说明径流序列的变化趋势不显著。

用Kendall秩次相关检验法分析图1中张家坟水文站年径流序列的变化趋势。根据式(2)计算得 $U = -4.5$, $|U|$ 大于显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下的双尾检验临界值1.96,说明在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下张家坟水文站年径流序列的下降趋势显著。用Kendall秩次相关检验法分析图2中下会水文站年径流序列的变化趋势。根据式(2)计算得 $U = -3.3$, $|U|$ 大于显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下的双尾检验临界值1.96,但小于4.5,说明在显著性

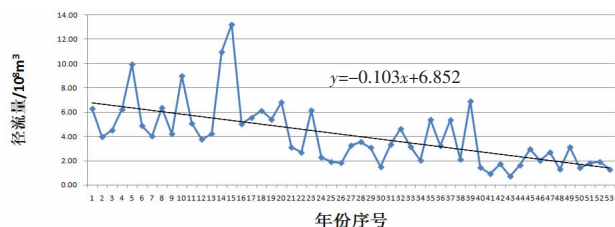


图1 张家坟水文站线性回归法分析趋势示意图

Fig.1 The change trend of the annual runoff at the Zhangjiafen station

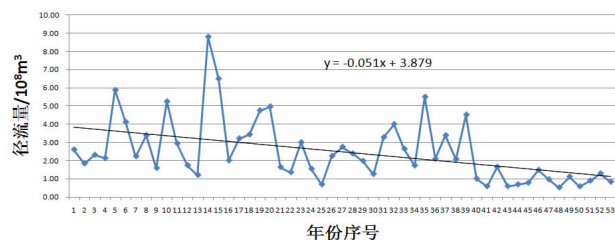


图2 下会水文站线性回归法分析趋势示意图

Fig.2 The change trend of the annual runoff at the Xiahui station

水平 $\alpha=0.05$ 下下会水文站年径流序列的下降趋势虽然没有张家坟水文站显著,但也能通过显著性检验。

3.3 Spearman 秩次相关检验法

Spearman 秩次相关检验法的基本思路是针对所研究的径流序列构造统计量:

$$T=r_s \left[\frac{N-4}{1-r_s^2} \right]^{1/2} \quad (3)$$

式中: r_s 为径流序列的秩次相关系数, $r_s=1-\frac{6\sum_{t=1}^N d_t^2}{N^3-N}$; N 为径流序列的长度; R_t 为径流序列从大到小排列时对应的序号; t 为径流序列的时序, $d_t=R_t-t$ 。可以证明, T 服从自由度为 $(N-2)$ 的 t 分布, 在显著性水平 α 下检验 $|T|>t_{\alpha/2}$ 是否成立。如果成立, 则说明径流序列的变化趋势显著, 否则径流序列的变化趋势不显著。

用 Spearman 秩次相关检验法分析图 1 中张家坟水文站年径流序列的变化趋势。根据式(3)计算得 $T=5.7$, 该值大于显著性水平 $\alpha=0.05$ 下的双尾检验临界值 2.01, 说明在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下径流序列的下降趋势显著。用 Spearman 秩次相关检验法分析图 2 中下会水文站年径流序列的变化趋势。根据式(3)计算得 $T=3.6$, 该值大于显著性水平 $\alpha=0.05$ 下的双尾检验临界值 2.01, 但小于 5.7, 说明在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下下会水文站年径流序列的下降趋势虽然没有张家坟水文站显著, 但也能通过显著性检验。

4 基于连续功率谱的年径流周期分析

谱分析是指从频率域上对时间序列进行分析的方法。径流要素的时间变化曲线可以看成由多种不同频率振动的正弦波或余弦波迭加而成, 通过在频率域上比较不同频率的波的方差贡献大小, 就有可能分析出主要的振动, 从而分析出振动的主要频率或周期。谱分析在降雨径流周期分析中得到较多应用^[3-4]。对于某一时间序列 $x_t(t=1, 2, \dots, n)$, 其连续功率谱估计的方法步骤如下:

(1) 计算样本落后自相关系数。取最大落后时间长度为 m , 按下式计算 $m+1$ 个自相关系数 $r(\tau)$ ($\tau=0, 1, 2, \dots, m$)。

$$r(\tau)=\frac{1}{n-\tau} \sum_{t=1}^{n-\tau} \left(\frac{x_t-\bar{x}}{s} \right) \left(\frac{x_{t+\tau}-\bar{x}}{s} \right) \quad (4)$$

式中: \bar{x} , s 分别为样本平均值与标准差。其表达式为:

$$\bar{x}=\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t$$

$$s=\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t-\bar{x})^2}$$

(2) 求粗谱估计。由于资料数据是离散点, 最短周期为 2 (单位为抽样时间间隔), 周期变化范围从 2 到无穷大, 频率变化范围从 $\frac{1}{2}$ 到 0, 圆频率的变化范围从 π 到 0。据波数与圆频率的关系, 在取样点数为 m 时有 $\omega_k=\frac{2\pi k}{m}$, 则波数 k 最大可取到 $\frac{m}{2}$ 。习惯上, 令 $l=2k$, 则波数 l 取值点为从 0 到 m 之间的任一整数, 用下式进行粗谱估计。

$$\hat{S}_l=\frac{1}{m} \left[r(0)+2 \sum_{\tau=1}^{m-1} r(\tau) \cos\left(\frac{\pi l}{m} \tau\right)+r(m) \cos(\pi l) \right] \quad (5)$$

(3) 计算平滑功率谱。为消除粗谱估计的小波动, 常对它进行平滑处理。常用的平滑是所谓汉宁平滑 (二项系数平滑), 计算公式如下:

$$S_l=\frac{B_l}{m} \left[r(0)+\sum_{\tau=1}^{m-1} r(\tau) \left(1+\cos\frac{\pi \tau}{m} \right) \cos\frac{l \pi \tau}{m} \right] \quad (6)$$

$$B_l=\begin{cases} 1 & (l \neq 0, m) \\ \frac{1}{2} & (l=0, m) \end{cases}$$

(4) 做谱图。以波数 l 为横轴, 平滑功率谱密度估计值 S_l 为纵轴做图。在谱图横轴上, 也可以同时标出对应的周期或频率。它们与波数 l 的关系为:

$$\begin{cases} \omega_l=\frac{\pi l}{m} \\ T_l=\frac{2m}{l} \end{cases} \quad (7)$$

取最大落后步长 $m=12$, 对图 1 和图 2 中的径流序列去掉趋势项后作连续功率谱估计, 计算结果见图 3。横轴为波数, 纵轴为平滑功率谱估计值。可见, 两站的功率谱曲线的峰点均都在第 5 个波数, 对应的周期为 4.8a。这一周期是否显著, 需要进行检验。根据文献[5]中连续功率谱显著性检验的原理, 由于该序列落后 1 个时刻的自相关系数 $r(1)$ 小于信度 $\alpha=0.05$ 下的判断值, 故用白色噪音进行检验。计算结果表明, 对应的白色噪音谱 95% 的上界值为 0.156。由于两站的功率谱曲线的峰点值均大于该数, 因此认为张家坟水文站和下会水文站 1960~2012 年实测年径流量序列显著存在约 4~5a 的周期振荡。

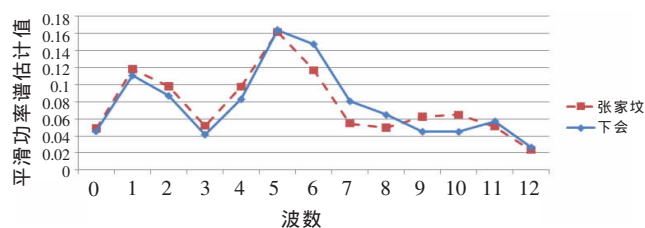


图3 连续功率谱图

Fig.3 The continuous power spectrum

5 结论

本文采用线性回归法、Kendall 秩次相关检验法、Spearman 秩次相关检验法分析密云水库以上流域径流的变化趋势,采用连续功率谱方法分析密云水库以上流域径流的周期,主要结论如下:

(1)张家坟站年径流量的变差系数为 0.61,最大年径流量与最小年径流量的比值大于 18。下会站年径流量的变差系数为 0.67,最大年径流量与最小年径流量的比值大于 17。说明潮河流域和白河流域径流的年际变化非常大。两个流域同一年的径流丰枯基本一致,其中同丰同枯的概率最大。

(2)在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下,张家坟水文站和下会水文站 50 多年来实测年径流量序列都具有缓慢减小的趋势。三种趋势分析方法的计算结果均表明:张家

坟水文站径流的减小速度快于下会水文站。

(3)张家坟水文站和下会水文站 1960~2012 年实测年径流量序列显著存在约 4~5a 的周期振荡。

参考文献:

- [1] 左丰收, 慕中跃, 姜明辉. 密云水库入库径流演变特性及成因分析[J]. 北京水务, 2011,(2): 34-37. (ZUO Fengshou, QI Zhongyue, JIANG Minghui. Evolution characteristics of the Miyun reservoir inflow and its cause factors analysis[J]. Beijing Water, 2011,(2):34-37.(in Chinese))
- [2] 张丽娟. 密云水库水文特性分析 [J]. 北京水务, 2007,(4):40-42. (ZHANG Lijuan. Analysis on hydrologic characteristics of Miyun reservoir[J]. Beijing Water, 2007,(4):40-42. (in Chinese))
- [3] 朱颖元, 石凝. 福州市一百年来(1900~1999 年)年降水量序列统计特性分析[J]. 水文, 2002, 22(3):24-27. (ZHU Yingyuan, SHI Ning. Analysis of statistical characteristics of Fuzhou annual precipitation time series during past one hundred years [J]. Hydrology, 2002, 22 (3):24-27. (in Chinese))
- [4] 陈华, 郭生练, 柴晓玲, 等. 汉江丹江口以上流域降水特征及变化趋势分析 [J]. 人民长江, 2005,36 (11):29-31. (CHEN Hua, GUO Shenglian, CHAI Xiaoling, et al. Analysis of characteristics and change trend of precipitation in Danjiangkou basin of Hanjiang river[J]. Yangtze River, 2005,36(11):29-31.(in Chinese))
- [5] 鲁帆, 严登华, 王勇, 等. 中长期径流预报技术与方法[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2012. (LU Fan, YAN Denghua, WANG Yong, et al. Techniques and Methods of Medium and Long Term Runoff Forecasting [M]. Beijing: China WaterPower Press, 2012. (in Chinese))

Change Trend and Period of Annual Runoff in Upstream Watershed of Miyun Reservoir

ZHONG Yonghua¹, LU Fan², YI Zhong³, ZHAO Jing²

(1.Beijing Miyun Reservoir Management Office, Beijing 101512 China;

2.China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038 China;

3.Chaobaihe River Administration of Beijing, Beijing 101300 China)

Abstract: As the biggest reservoir in the North China, the Miyun Reservoir is an important water source to ensure water supply security and economic and social development in Beijing. The Zhangjiakou station and Xiaohui station were chosen as representation stations. Based on the annual runoff from 1960 to 2008, the change trend of the runoff in the upstream of the Miyun Reservoir was analyzed by using linear regression method, Kendall rank correlated test method and Spearman rank correlated test method. The period of the runoff in the upstream of the Miyun Reservoir was studied by using continuous power spectrum method. The results indicate that the annual runoff variations of the Chaohe River and Baihe River are both large, and they have almost the same abundant and low state in the same year. Among them, the probability of simultaneous appearance of abundant or low state is the biggest. During the past half century, the runoff of two watersheds showed an obvious decrease trend, and the Baihe watershed decreased faster than Chaohe. Meanwhile, there is an obvious 4~5 years oscillation period of annual runoff series in the upstream of the Miyun Reservoir.

Key words: Miyun Reservoir; runoff; change trend; period