

DOI:10.3969/j.issn.1674-1951.2019.02.006

基于 Matlab 的水库年径流序列变化周期及趋势性分析

Analysis of variation period and trend of annual runoff series based on Matlab

徐金英¹,胡明庭²
XU Jinying¹,HU Mingting²

(1. 华电电力科学研究院有限公司,杭州 310030; 2. 中国电建集团华东勘测设计研究院有限公司,杭州 311122)

(1. Huadian Electric Power Research Institute Compang Limited, Hangzhou 310030, China; 2. Power China Huadong Engineering Corporation Limited, Hangzhou 311122, China)

摘要:以某流域龙头水库为研究对象,选取1952—2013年的年径流资料,基于Matlab计算程序,采用连续功率谱分析、Kendall秩次检验分析、Spearman秩次检验分析方法分析龙头水库年径流序列的变化周期及趋势性,得到了该水库年径流序列无显著变化周期且呈缓慢减少趋势的结论。

关键词:Matlab;年径流序列;变化周期;变化趋势;水库

中图分类号:P 333 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-1951(2019)02-0022-04

Abstract:Taking the leading reservoir of a basin as research object, the annual runoff data from 1952 to 2013 was selected. Based on Matlab calculation, the variation period and trend of the annual runoff series of the leading reservoirs in the basin are analyzed by continuous power spectrum method, Kendall rank correlation test and Spearman rank correlation test. The results indicate that there were no obviously change period but a slightly decreasing trend in the annual runoff series of the leading reservoir.

Keywords:Matlab; annual runoff series; variation period; variation trend; reservoir

0 引言

河川径流序列的周期性和趋势性是其演变和波动的重要特征^[1],具有多尺度、周期性的特性^[2-3],对水利工程的规划、开发、设计和运行具有十分重要的影响^[4-5]。尤其是在电力市场改革的推动下,水库调度策略直接影响着发电企业的经济命脉^[6],而水库调度策略的制定依赖于水库径流序列的变化周期和趋势。因此,研究水库年径流序列的变化周期和趋势是当下水电企业关心的重要战略问题。

水库年径流时间序列的周期性分析方法有多种,主要有傅里叶分析法、方差分析法、功率谱密度分析法等^[7]。鉴于功率谱密度分析法的直观性、唯一性和有效性,本文选择该方法分析水库年径流时间序列的周期性变化。水库年径流时间序列的趋势性分析方法主要有 Kendall 秩次相关检验法、Spearman 秩次相关检验法和线性回归分析法等。线

性回归分析法通过线性回归方程的斜率和截距来表现水库年径流与时间的关系,方程的斜率虽然能够表征水库年径流时间序列的平均趋势变化率,却不能判断其趋势性变化是否显著。因此,本文的水库年径流序列的趋势性变化分析选择 Kendall 秩次相关检验法和 Spearman 秩次相关检验法,并通过线性回归分析法进行分析校对。

本文以某流域龙头水库 62 个水文年(1952—2013 年)的年径流序列为研究对象,基于大型数学软件 Matlab,采用功率谱密度分析法进行龙头水库年径流序列的周期分析,采用 Kendall 秩次相关检验法和 Spearman 秩次相关检验法进行龙头水库年径流序列的长期变化趋势分析,以期得到该流域长期的水文序列变化规律。

1 工程概况

某流域全长 100 余 km,多年平均降雨量 1 670 mm。该流域龙头水库正常水位为 330.0 m,设计洪水位为 338.0 m,为不完全多年调节性水库。根据水

量平衡原理和电网水库历年逐月入库流量统计表,可以得到龙头水库坝址逐月平均流量资料。龙头水库坝址多年平均流量 $85.32 \text{ m}^3/\text{s}$,年平均径流量为 $26.91 \times 10^8 \text{ m}^3$,坝址处各水文年年径流见表 1。

2 计算分析

2.1 周期分析

2.1.1 功率谱分析模型建立

龙头水库年径流时间序列 $Q_t (t = 1, 2, \dots, n)$ 的功率谱分析的步骤如下。

样本落后自相关系数

$$r(\tau) = \frac{1}{n - \tau} \sum_{t=1}^{n-\tau} \left(\frac{Q_t - \bar{Q}}{s} \right) \left(\frac{Q_{t+\tau} - \bar{Q}}{s} \right), \quad (1)$$

式中: n 为序列总长度; τ 为自相关函数的时延; \bar{Q}, s 分别为样本平均值与标准差。

平滑功率谱

$$S_l = \frac{B_l}{P} \left[r(0) + \sum_{\tau=1}^{m-1} r(\tau) \times (1 + \cos \frac{\pi\tau}{P}) \cos \frac{l\pi\tau}{P} \right], \quad (2)$$

$$B_l = \begin{cases} 1 (l \neq 0, P) \\ \frac{1}{2} (l = 0, P) \end{cases}, \quad (3)$$

式中: B_l 为平滑窗参数; P 为径流序列中所有对偶值,即最大落后步长; l 为波数 ($l = 0, 1, 2, \dots, P$); m 为计算波数最大值; r 为自相关系数。

根据式 (1) ~ (3) 的运算结果制作功率谱图。

表 1 龙头水库 1952—2013 年水文年年径流序列

Tab. 1 Leading reservoir annual hydrologic runoff series from 1952 to 2013

m^3/s

年份	年平均径流	年份	年平均径流	年份	年平均径流	年份	年平均径流
1952	136.60	1968	87.55	1984	76.69	2000	93.86
1953	119.55	1969	89.56	1985	54.80	2001	71.46
1954	134.43	1970	105.43	1986	47.73	2002	105.78
1955	81.94	1971	56.20	1987	92.34	2003	47.07
1956	89.28	1972	65.92	1988	97.69	2004	64.89
1957	73.09	1973	111.09	1989	114.70	2005	68.90
1958	106.19	1974	70.58	1990	65.68	2006	80.84
1959	73.95	1975	132.18	1991	55.96	2007	55.65
1960	73.07	1976	106.67	1992	102.30	2008	56.22
1961	69.86	1977	96.05	1993	97.11	2009	78.55
1962	117.62	1978	52.86	1994	95.92	2010	123.98
1963	67.18	1979	46.54	1995	129.13	2011	63.72
1964	76.03	1980	66.36	1996	46.15	2012	129.13
1965	86.03	1981	71.80	1997	120.27	2013	68.26
1966	73.19	1982	71.27	1998	99.84		
1967	78.16	1983	97.52	1999	101.50		

最后对功率谱估计值的显著性进行检验。

取最大落后步长 $P = 30$, 计算结果如图 1 所示, 龙头水库的功率谱估计值曲线的峰值点对应的周期分别为 3 年、10 年和 24 年。

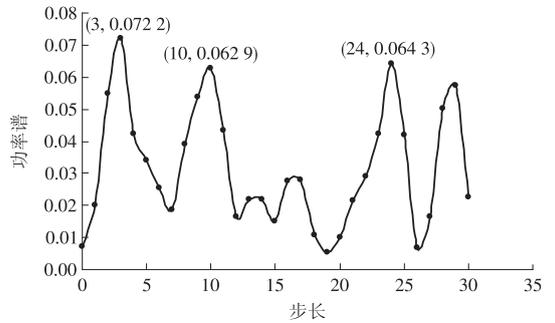


图 1 连续功率谱

Fig. 1 Continuous power spectrum

2.1.2 谱估计的显著性检验

依据连续功率谱显著性检验原理,龙头水库序列落后 1 个时刻的自相关系数 r_1 小于信度 $\alpha = 0.05$,采用白噪声谱进行谱估计的显著性检验。计算结果表明,对应白噪声谱 95% 的否定域的上限值为 0.0770,而龙头水库的功率谱曲线的峰值点值为 0.0722,小于否定域上限值,因此认为龙头水库坝址实测年径流量序列无显著性周期存在。

2.1.3 与运行资料的分析对比

根据电网公布的该电站 1982—2013 年的上网电量,可以得到龙头水电站该期间逐月平均流量资料和水文年资料。如图 2 所示,龙头水电站多年平均

发电量 6.08 亿 kW · h, 32 个水文年的发电高峰和低谷具有 1 个 3 年的小周期循环, 1995 年之前的发电周期显著, 但近年来的发电周期不显著。

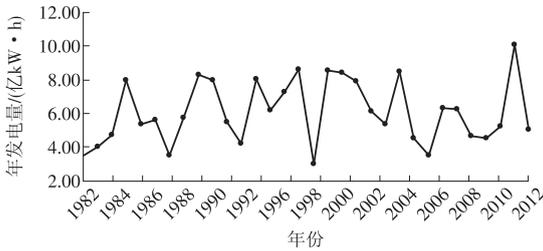


图 2 龙头水库各年发电量序列

Fig. 2 Annual power generation series of the leading reservoir

2.2 趋势性分析

2.2.1 Kendall 秩次相关检验法

根据 Kendall 秩次相关检验法计算相关性

$$U = \frac{\tau}{[\text{Var}(\tau)]^{1/2}}, \quad (4)$$

式中: $\tau = \frac{4P}{N(N-1)} - 1$; τ 的方差 $\text{Var}(\tau) = \frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}$; P 为水库年径流时间序列中所有对偶

值; N 为水库年径流序列长度 (本文 $N = 62$), 当 N 增加时, U 趋近于标准正态分布。计算 U 值与在给定检验水平 α 下的检验值 ($U_\alpha/2$) 进行对比分析, 即可判别水库年径流时间序列的变化趋势: 若 $|U| > U_\alpha/2$, 则说明水库年径流时间序列的变化趋势显著, 反之则不显著; 而且当 $U > 0$ 时, 说明水库年径

流时间序列呈上升趋势, 反之为下降趋势。

将表 1 的年径流序列值代入式 (4) 进行统计计算, $N = 62, P = 843, \tau = -0.108, \text{Var}(\tau) = 0.0076$, 最终可得 $U = -1.25 < 0$, 说明年径流序列呈下降趋势; $|U|$ 小于 $\alpha = 0.05$ 下的检验值 1.96, 说明在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下龙头水库年径流序列呈下降趋势且趋势不显著。

2.2.2 Spearman 秩次相关检验法

Spearman 秩次相关检验法的显著性

$$T = \gamma_s \left(\frac{N-4}{1-\gamma_s^2} \right)^{1/2}, \quad (5)$$

$$\gamma_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N d_i^2}{N^3 - N}, \quad (6)$$

式中: γ_s 为龙头水库年径流序列的相关系数; t 为水库年径流时间序列的序号, $d_i = R_i - t, R_i$ 为水库年径流时间序列的正序 (从大到小) 序号。由于 T 服从于 $(N-2)$ 的 t 分布, 因此需要分析其在显著性水平 α 下, 即 $|T| > t_\alpha/2$ 是否成立, 如果成立, 则说明龙头水库年径流时间序列的变化趋势显著, 反之不显著。

将表 (1) 的年径流序列值代入式 (5) 进行统计计算, 计算结果见表 2, 最终得 $\gamma_s = 0.168, T = 1.31$ 。由于 T 小于 $\alpha = 0.05$ 下的检验值 2.01, 该水库年径流时间序列下降趋势不够显著。

2.2.3 与线性回归分析对比

线性回归法通过建立水文序列 $Q(t)$ 与其时序 t 之间的回归方程, 该方法可以给出时间序列是否具

表 2 Spearman 秩次相关检验法秩次序号

Tab. 2 Rank number of Spearman rank correlation test

年份	顺序号 t	正序号 R_i	年份	顺序号 t	正序号 R_i	年份	顺序号 t	正序号 R_i
1952	1	1	1973	22	11	1994	43	23
1953	2	8	1974	23	43	1995	44	5
1954	3	2	1975	24	3	1996	45	62
1955	4	30	1976	25	12	1997	46	7
1956	5	27	1977	26	22	1998	47	18
1957	6	38	1978	27	58	1999	48	17
1958	7	13	1979	28	61	2000	49	24
1959	8	36	1980	29	48	2001	50	41
1960	9	39	1981	30	40	2002	51	14
1961	10	44	1982	31	42	2003	52	60
1962	11	9	1983	32	20	2004	53	51
1963	12	47	1984	33	34	2005	54	45
1964	13	35	1985	34	57	2006	55	31
1965	14	29	1986	35	59	2007	56	56
1966	15	37	1987	36	25	2008	57	53
1967	16	33	1988	37	19	2009	58	32

续表

年份	顺序号 t	正序号 R_t	年份	顺序号 t	正序号 R_t	年份	顺序号 t	正序号 R_t
1968	17	28	1989	38	10	2010	59	6
1969	18	26	1990	39	50	2011	60	52
1970	19	15	1991	40	55	2012	61	4
1971	20	54	1992	41	16	2013	62	46
1972	21	49	1993	42	21			

有递增或递减的趋势。回归方程为

$$Q(t) = kt + c, \quad (6)$$

式中: $Q(t)$ 为径流序列; k 为直线的斜率; c 为截距。

为了验证上述两种趋势性检验的准确性,用线性回归法分析龙头水库坝址 1952—2013 年(水文年)实测年径流序列的变化趋势,结果如图 3 所示。

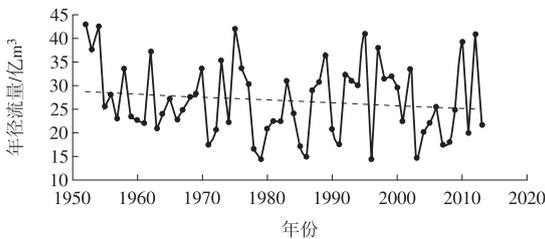


图 3 龙头水库年径流序列线性回归法分析趋势示意

Fig. 3 Trend of annual runoff series of the leading reservoir analyzed by linear regression method

该线性回归方程为 $y = -0.0634x + 152.63$ ($R^2 = 0.0217$)。由 $k < 0$ 可知,该龙头水库坝址处的年径流序列有着缓慢下降的趋势。

3 结论

本文基于 Matlab 软件,采用功率谱分析法对某流域龙头水库坝址年径流序列资料进行分析,并与实际运行资料进行对比,得到该水库坝址年径流序列无显著周期存在,但存在 3 年、10 年和 24 年的微弱振荡周期。利用 Kendall 和 Spearman 秩次检验法分析得到该水库坝址年径流序列的变化趋势,并与

线性回归分析法相校对,均得到龙头水库年径流时间序列呈缓慢减少趋势,但趋势性不够显著的结论。

参考文献:

[1] 李勋贵,胡啸,魏霞. 基于功率谱周期和去趋势波动分析的河川径流特性分析[J]. 自然资源学报,2015,30(6): 986-995.

[2] LI J, FENG P. Runoff variations in the Luanhe River Basin during 1956—2002 [J]. Journal of Geographical Sciences, 2007,17(3):339-350.

[3] 王文圣,丁晶,向红莲. 水文时间序列多时间尺度分析的小波变换法[J]. 四川大学学报(工程科学版),2002,34(6):14-17.

[4] 王义民. 梯级水库洪水调度模式研究——以黄河上游梯级水库防洪调度为例[D]. 西安:西安理工大学,2004.

[5] 姚允龙,吕宪国,王蕾. 1956 年~2005 年挠力河径流演变特征及影响因素分析[J]. 资源科学,2009,31(4):648-655.

[6] 董子敖. 水库群调度与规划的优化理论和应用[M]. 济南:山东科学技术出版社,1989.

[7] 钟永华,鲁帆,易忠,等. 密云水库以上流域年径流变化趋势及周期分析[J]. 水文,2013,33(6):81-84.

(本文责编:陆华)

作者简介:

徐金英(1989—),女,山东济南人,工程师,从事水利水电工程相关研究工作(E-mail:jinying-xu@chder.com)。

广告索引

秦皇岛华电测控设备有限公司 (封面)

上海大田阀门管道工程有限公司 (封二)

华电技术 (封三)

南通高欣耐磨科技股份有限公司 (封底)

无锡沃得旋转雾化科技有限公司 (前插 1)

深圳鹏锐智合科技有限公司 (前插 2)

天津市洪浩保温管有限公司 (前插 3)

博纳斯威阀门股份有限公司 (前插 4)

西派特(北京)科技有限公司 (前插 5)

郑州科润机电工程有限公司 (前插 6)

湖南正明环保股份有限公司 (前插 7)

华电郑州机械设计研究院有限公司(跨版) ... (前插 8,9)

郑州科源耐磨防腐工程有限公司(跨版)..... (前插 10,11)

华电重工股份有限公司(跨版) (前插 12,13)

华电重工股份有限公司 (目次页右)

江苏环球龙圣环境科技发展有限公司 (中插 1)

华电水务控股有限公司(跨版) (中插 2,3)

华电环保系统工程有限公司(跨版) (中插 4,5)

重庆川仪自动化股份有限公司执行器分公司 (中插 6)