

乌兰木伦河径流变异特征分析研究

王波雷¹, 马孝义¹, 季万才^{1,2}, 范严伟¹

(1. 西北农林科技大学 旱区农业水土工程教育部重点实验室, 陕西 杨陵 712100;
2. 陕西水环境工程勘测设计研究院, 西安 710016)

摘 要: 针对乌兰木伦河年径流量减少对工农业和生态环境影响的问题, 简要介绍了重新标度极差分析法的原理和方法, 计算了该河 41 a 的年径流量变化的赫斯特指数 H , 确定了其变异点, 分析了其前后两时段年径流量差异的显著性。研究表明, 乌兰木伦河年径流量变化的赫斯特指数 H 为 0.736 7, 大于特征值 0.5, 年径流量序列减小的趋势具有一定的持久性, 1993 年后年径流量减小趋势加速, 其前后两时段的年径流量减小差异显著。说明 20 世纪 90 年代后乌兰木伦河流域大量的浅部煤田开发、工农业迅速发展及城镇化过程的加速对该河年径流量产生了显著影响, 加速了其径流量减小的趋势, 必须引起高度重视。
关键词: R/S 分析; 径流量; 变异点; F 检验法; 乌兰木伦河
中图分类号: TV121.2; P333.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-3409(2007)06-0250-03

The Analysis of Aberrance Point in Wulanmulun River
Basin by Using R/S Method

WANG Bo-lei¹, MA Xiao-yi¹, JI Wan-cai^{1,2}, FAN Yan-wei¹

(1. Key Laboratory for Agricultural Soil and Water Engineering in Arid Area of Education, Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China; 2. Shaanxi Survey and Design Institute of Water Environment Engineering, Xi'an 710016, China)

Abstract: This paper researches the influences on industry and agriculture and environment by the runoff decreasing. Rescaled Range Analysis method (also R/S method) is simply introduced. Then analyze the 41 years runoff sequences in Wulanmulun river basin from 1961 to 2001 by using R/S method. Through the analysis, we find that the basin's Hurst indices are bigger than 0.5, it suggests that the the continual decreasing trend of annual runoff sequences has persistence. The aberrance point year is 1993. There are significant differences between them. The analysis result shows that the over draft of shallow coal seams, the rapid development of agriculture and industry and the acceleration of urbanization had an important impact on the runoff decreasing after 1990s. These factors have accelerated the decreasing trend of runoff. We must pay a great attention to this problems.
Key words: R/S analysis; runoff sequences; aberrance point; F test; Wulanmulun River

乌兰木伦河发源于内蒙古东胜区,在王道恒塔水文站下游与勃牛川河汇合后称为窟野河,后向南流经陕西神木县注入黄河,河长 138 km,流域面积 3 065 km²,多年平均径流量为 1.90 亿 m³。乌兰木伦河(以下简称乌河)两岸地形平缓,属于黄土高原和毛乌素沙漠过渡地带。该区是黄河流域土壤侵蚀最严重的地区和黄河粗泥沙的主要产沙区之一,对黄河下游河道淤积有严重影响。过去国内许多学者对乌河的水资源特性、荒漠化趋势、水土保持和环境治理都进行了初步探讨^[1-3],但由于近年来陕北能源经济的快速发展,特别是被誉为世界“八大煤田”之一的神府东胜煤田的开发,工农业生产和生活用水快速增加,河流径流量不断减少,甚至出现阶段性断流的现象,对生态环境产生明显的影响,干扰了河流周边地区正常的生产和生活。因此研究乌河径流量的变化趋势,分析煤田开发对乌河径流量影响程度,对今后预测

未来一段时间的乌河径流量,研究解决乌河流域水资源生态问题和煤田开发缺水问题的对策都具有重要的现实意义。R/S 分析法(Rescaled Range Analysis,也称重新标度极差分析法)是赫斯特提出的一种时间序列数据变化趋势的统计方法,许多学者应用该方法进行了水文序列变异特征分析和水文数据修正计算,以及河流径流中长期预报^[4-6]。本文应用 R/S 分析法对乌河径流序列进行了分析,研究年径流量序列的变化趋势及其特征,为乌河流域水资源开发、能源开发及下游窟野河的综合治理提供依据。

1 R/S 分析原理与方法

水文序列既存在着大量的随机变化,又存在着趋势性变化。全球气候变暖,人类大规模活动,使流域自然条件、下垫面条件等自然或人为原因都会使水文序列发生变化,促使水

*收稿日期: 2007-02-07
基金项目: 国家自然科学基金项目(50479052); 教育部青年教师资助计划课题(2003-108); 国家“863”计划课题(2006AA100209); 西北农林科技大学青年学术骨干计划资助课题
作者简介: 王波雷(1982-),男,陕西蓝田人,硕士研究生,主要从事农业水土工程研究。
通信作者: 马孝义(1965-),男,陕西凤翔人,教授,博士,博士生导师,主要从事农业水土工程研究。

文序列从一种状态过渡到另一种状态,即存在着趋势性的变异点。如何区分随机变化和趋势变化、寻找变异点是一个重要问题。赫斯特在大量实证分析的基础上提出了 R/S 分析法(Rescaled Range Analysis, 重新标度极差分析法),它是通过分析水文时间序列的 H, D_0 的变化,寻找其变异点的。与过去所用的贝叶斯法,有序聚类法、秩和检验法、游程检验法、 F 检验法等变异点分析方法相比,该方法不但可以定量准确地求出年径流量序列的变异点所对应的时间,而且还可得出年径流序列的整体序列及变异前后的序列发展趋势及其定量指标。R/S 分析法基本原理^[8-9]和方法为:考虑一个时间序列 $\{\xi(t)\}, t=1, 2, \dots, n$ 。对于任意正整数 $\tau \geq 1$, 定义均值序列为

$$\langle \xi \rangle_\tau = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \xi(t), \tau=1, 2, \dots, n$$

(1)

累积离差:

$$X(t, \tau) = \sum_{u=1}^t \xi(u) - \langle \xi \rangle_\tau, 1 \leq t \leq \tau$$

(2)

标准差:

$$S(\tau) = \left| \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \xi(t) - \langle \xi \rangle_\tau \right|^{\frac{1}{2}},$$
$$\tau=1, 2, \dots, n$$

(3)

极差:

$$R(\tau) = \max X(t, \tau) - \min X(t, \tau),$$
$$\tau=1, 2, \dots, n$$

(4)

式中: $\max X(t, \tau)$ ——累积离差中的最大值; $\min X(t, \tau)$ ——累积离差中的最小值。

对于 $\{\xi(t)\}, t=1, 2, \dots, n$ 是相互独立、方差有限的随机序列,其为相互独立的布朗运动时,赫斯特和费勒证明,当其 Hurst 指数 H 等于 0.5,存在如下关系:

$$R(\tau)/S(\tau) = (\pi/2)^H$$

(5)

对于 $\{\xi(t)\}, t=1, 2, \dots, n_0$ 不是相互独立的布朗运动,即存在变异点时:

$$R(\tau)/S(\tau) = (c\tau)^H$$

(6)

式中: c ——常数。

由此可以看出,当 $H=0.5$ 时,时间序列为相互独立的布朗运动,即任意时刻 t 的数值与过去无关。研究表明,一维布朗运动样本函数的分形特征值 H 与其分维值 D_0 之间

有如下关系:

$$D_0 = 2 - H$$

(7)

而由于分维值 D_0 表示运动轨迹的不平滑和运动的激烈程度,所以对于一维布朗运动样本函数,随着 H 的减小和 D_0 的增大,其运动轨迹的平滑程度越差,变化越激烈。可见,赫斯特指数 H 与布朗运动的分维密切相关,它可以表达时间序列的布朗运动的持久性或反持久性。

H 计算方法如下:可以先对其数据用上述方法进行 R/S 分析,用线性回归方法用下式算出 H :

$$\ln \frac{R(\tau)}{S(\tau)} = H \ln c + H \ln \tau$$

(8)

若令: $\ln \frac{R(\tau)}{S(\tau)} = Y$

$$\ln \tau = X$$

对 X, Y 进行回归分析,即可求出 H 和值 $\ln c$ 。

H 值取值范围在 $[0, 1]$,不同的 H 值,表明水文时间序列的变化趋势不同:(1) $H=0.5$ 时,表示时间序列为相互独立的布朗运动,即任意时刻 t 的数值与过去无关,也即水文序列无明显的趋势变异,不存在变异点。(2) $H \in [0, 0.5]$ 时,表示时间序列的反持续性,即将来变化的总趋势与过去相反。从平均的观点看:过去减少的趋势预示将来的增加趋势,过去的增加趋势暗示将来的减少趋势。 H 值越小,反映其反持续性越强。(3) $H \in [0.5, 1]$ 时,表示时间序列的持续性,即将来的变化与过去的变化相同。从平均的观点看:过去减少的趋势预示将来的减少趋势,过去的增加趋势暗示将来的增加趋势。 H 值越小,反映其反持续性越强。 H 值越大,这种持续性越强。从以上分析可知, Hurst 指数能够比较好地揭示出时间序列中的趋势性成分。本文正是基于以上方法,通过对乌河 41 a 的年径流量资料的研究,研究年径流量序列的变化趋势及其特征。

2 流域年径流量序列的变异点分析及检验

2.1 乌河流域年径流量的 R/S 分析

王道恒塔水文站设于乌河河口附近,因此其所测径流资料能较好地反映该流域的径流变化情况,本文基于此水文站 1961–2001 年的年径流量资料,借助 R/S 分析法对此流域进行年径流量变化特征及变异点进行研究。

表 1 乌河流域 1961–2001 年径流量序列的标准差和极差

τ	$R(\tau)$	$S(\tau)$	τ	$R(\tau)$	$S(\tau)$	τ	$R(\tau)$	$S(\tau)$
1	0	0	15	3.0526	0.6215	29	4.5101	0.7166
2	0.1960	0.1960	16	2.5278	0.6906	30	4.7865	0.7126
3	0.2850	0.2036	17	2.4299	0.6731	31	5.1266	0.7134
4	0.4530	0.2286	18	2.4531	0.6866	32	5.1713	0.7024
5	0.7880	0.4439	19	3.5711	0.7568	33	5.7796	0.7287
6	0.8708	0.4455	20	3.6098	0.7388	34	5.7813	0.7179
7	1.6734	0.7102	21	3.7248	0.7324	35	6.1257	0.7202
8	2.0413	0.7052	22	3.8221	0.7242	36	6.2277	0.7112
9	2.0963	0.6669	23	3.9683	0.7287	37	6.7044	0.7270
10	2.0540	0.6341	24	4.0023	0.7145	38	7.1339	0.7333
11	2.0514	0.6049	25	3.8528	0.7237	39	7.9088	0.7622
12	2.4515	0.6199	26	3.9641	0.7231	40	8.7035	0.7925
13	2.4135	0.5960	27	4.3455	0.7386	41	9.3492	0.8090
14	2.8356	0.6279	28	4.3130	0.7254			

以乌河 1961–2001 年的年径流量序列作为分布式布朗运动取值 $\{\xi(t)\}, t=1, 2, \dots, 41$ 。借助 Mat lab 程序分析所给

序列,分别计算其 R, S (见表 1) 值,并对其进行线性回归,得到年径流量序列的样本回归方程为

$R(\tau)/S(\tau) = 0.5781\tau^{0.7367}$

得出 $H = 0.7367 > 0.5$, 表明乌河 41 a 的年径流量序列的分式布朗运动表现一定的持久性, 即过去年径流量减少的趋势在将来继续减少, 也预示年径流量表现出一定的非随机性。

分形研究的是具有特定性质的无序序列, 如果分形的制约因素发生变化, 分形和分维值也发生变化。即所谓的 H 指数发生变化, H 指数变化较大的地方, 即为序列的变异

表 2 乌河流域不同分段年径流量赫斯特指数分析及其差异

τ	H_1	H_2	ΔH	τ	H_1	H_2	ΔH
1	0.7023	0.7783	0.0760	15	0.6568	0.6517	0.0051
2	0.7066	0.7711	0.0645	16	0.6578	0.6555	0.0023
3	0.7042	0.8063	0.1021	17	0.6531	0.6088	0.0443
4	0.7216	0.7921	0.0705	18	0.6493	0.6909	0.0416
5	0.7242	0.7788	0.0546	19	0.6491	0.7362	0.0871
6	0.7404	0.7804	0.0400	20	0.6481	0.6940	0.0459
7	0.7548	0.8308	0.0760	21	0.6492	0.6981	0.0489
8	0.7196	0.8211	0.1015	22	0.6526	0.6273	0.0253
9	0.6855	0.7365	0.0510	23	0.6582	0.7515	0.0933
10	0.6533	0.6971	0.0438	24	0.6632	0.7361	0.0729
11	0.6533	0.6714	0.0181	25	0.6705	0.9191	0.2486
12	0.6534	0.6273	0.0219	27	0.6838	0.8240	0.1402
14	0.6555	0.6416	0.0139				

2.2 变异点的相关检验

为了验证分析的可靠性, 采用 F 检验法^[10]对年径流量序列的变异点分析结果进行检验, 方法如下:

设 x_1, x_2, \dots, x_{n1} 和 y_1, y_2, \dots, y_{n2} 分别代表变异点 τ (1961– 1993 年和 1993– 2001 年) 前后两个样本系列。样本的均值和方差分别为:

$$\bar{x} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} x_i, \bar{y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} y_i$$

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x})^2, S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{y})^2$$

若 $S_1^2 > S_2^2$, 则 $F = S_1^2/S_2^2$, 其自由度为 $V_1 = n_1 - 1, V_2 = n_2 - 1$; 若 $S_1^2 < S_2^2$, 则 $F = S_2^2/S_1^2$, 其自由度为 $V_1 = n_2 - 1, V_2 = n_1 - 1$ 。设置置信度水平 $\alpha = 0.05$ 或 0.01 , 以 V_1, V_2 查 F 分布表得出临界值 F_α , 与计算 F 值进行比较: 若 $F < F_\alpha$, 则认为两系列无显著差异; 若 $F > F_\alpha$, 则认为两系列存在显著差异。

变异前后两个序列的数据带入公式, 取置信度水平 $\alpha = 0.05, V_1 = 33 - 1 = 32, V_2 = 9 - 1 = 8$, 查 F 分布表可得 $F_\alpha = 3.076$, 计算得到 $S_1^2 = 0.7236, S_2^2 = 0.2314, S_1^2 > S_2^2, F = S_1^2/S_2^2 = 3.127$ 。所以 $F > F_\alpha$, 表明前后两个径流序列有明显的差异。

分别对变异前后两部分样本进行 R/S 分析, 得出 1961– 1993 年的样本 H 指数为 0.6705 , 回归方程为

$R(\tau)/S(\tau) = 0.6658\tau^{0.6705}$

1993– 2001 年的样本 H 指数为 0.9191 , 回归方程为

$R(\tau)/S(\tau) = 0.5863\tau^{0.9191}$

变异点前(1961– 1993 年)的年径流量序列多年平均值为 1.900 亿 m^3 , 变异点后(1993– 2001 年)的年径流量序列多年平均值为 1.050 亿 m^3 , 变异后的年径流量减少 0.855 亿 m^3 , 减少幅度为 45% 。说明前后两个序列有明显的差异。

根据相关资料可知, 20 世纪 90 年代后, 乌河流域年径流量序列的变化与流域沿岸大量的浅部煤田的开发紧密相

点。因此, 分别以 $\{\xi(t)\}, t = 9, 2, \dots, 27$ 为分界点将原序列分为两部分(即以此点作为前一部分的结束点和后一部分的开始点), 分别运用 R/S 分析法, 求得前后两部分的 H_1 指数和 H_2 指数, 然后逐一计算两段 H 指数差的绝对值 $\Delta H = |H_1 - H_2|$ (见表 2)。选其中最大的 ΔH 值, 此点所对应的年份即为变异点。通过表 2 看出, ΔH 指数最大值出现在 1993 年处, 因此库伦木伦河变异点在 1993 年。

关^[11], 乌河流域沿岸就分布着神府东盛煤田的矿区, 由于矿区连年不断地大量开采及下游神木县经济的快速发展、人口大量增加、工农业的迅速发展及城镇化的加速, 使得对水资源的需求不断增加, 地下水水位不断降低, 河流水补给量明显减少, 河流径流量减少, 引起各小支流的断流, 造成严重的地下水资源影响和破坏。

3 结 论

乌河 1961– 2001 年的 41 a 径流量序列的赫斯特指数 H 为 0.7367 , 大于特征值 0.5 , 表明该河年径流量序列减小的趋势具有一定的持久性, 乌河年径流量变异点发生在 1993 年, 并通过前后两时段的 F 检验及回归方程表明, 1993 年后年径流量减小趋势加速, 年径流量减小差异显著。说明 20 世纪 90 年代后乌河流域大量的浅部煤田开发, 工农业迅速发展, 城镇化的加速对该河年径流量产生显著影响, 加速其径流减小的趋势, 必须引起相关部门的高度重视, 并予以解决。

参考文献:

[1] 张淑英, 乔剑飞, 王爱华. 乌兰木伦河水资源特性初步分析[J]. 内蒙古水利, 2003(1): 28– 29.
[2] 武润虎, 蔺水泉, 高建中, 等. 乌兰木伦河的调查与水土保持造林[J]. 内蒙古林业调查设计, 2000(1): 124– 126.
[3] 武润虎, 高建中, 蔺水泉, 等. 乌兰木伦河矿山荒漠化防治与环境治理[J]. 内蒙古科技与经济, 2000(4): 208– 209.
[4] 王孝礼, 胡宝清, 复军. 水文序列趋势与变异点的 R/S 分析法[J]. 武汉大学学报: 工学版, 2002, 35(2): 10– 12.
[5] 丁晶, 刘权授. 随机水文学[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 1997.
[6] 邓建伟, 宋松柏, 卢书超. 石羊河流域年径流序列的变异诊断[J]. 西北农林科技大学: 自然科学版, 2006, 34(4): 12– 124.

蓄水, 主要对松原市进行供水, 且处于第二松花江下游河段, “引松入长”工程引水量势必减小; 东部区域地表水资源通过“引松入长”工程和石头口门水库蓄水, 已经成为长春市供水水源, 开发潜力已不大; 长春市南部地区处于松辽分水岭地带, 且东辽河水资源主要用于四平市用水, 对长春市供水作用也不大。但在长春市东南, 饮马河中游与伊舒地槽交叉复合部位, 河漫滩、一级阶地发育, 地下水赋存条件较好, 具有一定的开发价值。

4.4 完善水市场理论

将水资源在计划调配管理的基础上, 引进市场机制的激励作用, 促进水资源形成产业, 形成市场^[9]。即引导水资源向价值高的领域发展, 使水价能体现国家水利产业政策并能在价值上得到补偿^[12], 但水价的制定必须以城市平均生活水平为依据, 遵循适时、适度、适地、平等公平的原则。

4.5 加强现有水源监测和研究

在“开源节流”的同时, 一定要加强对现有水资源的保护工作, 才能真正做到水资源的可持续利用。针对水污染加剧的现状, 长春市城市应抓紧建立、健全各级的水质监测管理系统, 加大监测力度, 把握水质动态。其次, 要严格控制污染物的排放, 坚持“谁污染, 谁治理”的原则, 做到防治并举, 妨害与兴利结合^[10, 13-15]。

4.6 战略性后备水源地的开发建设

在上述措施提供的应急水量不能满足长春市需求的情况下, 就要加强战略性后备水源地的建设。通过对长春市东南 50 km 处的饮马河中游河谷平原地区水文地质条件、地下水开采现状及资源潜力的综合分析, 该区第四系孔隙含水层, 补给水源充足, 调蓄空间大, 水更替条件好, 是优选的战略后备水源地。此外, 还具有离长春市较近, 输水管线易于布置, 经济成本较低, 水质较好, 无跨坝淹地风险的优点。在此建立水源地, 可以缓解长春市的应急供水压力。

5 结 论

长春市城市水资源短缺, 城市供水对“引松入长”工程依赖严重, 主要存在着水源枯竭、水质污染、突发灾害等风险, 供水系统稳定性差、风险高。按目前供水能力, 至 2030 年缺水率达到 37.8%~44.8%, 将严重制约长春市社会经济的发展。

此外, 通过对水资源组成特点分析可知, 立足于挖掘已有水资源潜力对降低供水风险意义不大, 而周边区域可用的地表水资源利用程度也已较高。因此, 缓解长春市的供水风

险问题, 关键是节约用水、保护现有水源、完善水市场调节机制以及开发周边地区的地下水资源。

参考文献:

[1] 廖资生. 21 世纪长春市城市供水水源问题[J]. 水文地质工程地质, 2005, 32(2): 42- 44.

[2] 肖桂义, 陆继龙, 蔡波, 等. 长春市石头口门水库水质演变及对策[J]. 地质与勘探, 2003, 39(6): 61- 63.

[3] 于君宝, 刘景双, 王金达. 长春市城市用水需求与可利用水资源潜力分析[J]. 水土保持学报, 2003, 17(5): 81- 85.

[4] 同海丽. 陕西省干旱特征与抗旱对策及应急供水[J]. 地下水, 2005, 27(4): 232- 233.

[5] 王亚宜, 严敏. 城市供水突发事件的应急预案[J]. 浙江工业大学学报, 2005, 33(6): 660- 664.

[6] 陈燕海, 张晓芬. 城市供水水源应急预案探讨[J]. 水利发展研究, 2003(6): 31- 33.

[7] Shi B J, Chang C H. Damage survey of water supply systems and fragility curve of PVC water pipelines in the Chi-Chi Taiwan earthquake[J]. Natural Hazards, 2006, 37(1/2): 71- 85.

[8] Thorne J M, Savic D A, Weston A. Optimised conjunctive control rules for a system of water supply sources: roadford reservoir system(U. K.)[J]. Water Resources Management, 2003, 17(3): 183- 196.

[9] 潘俊, 骆阳, 陈显利, 等. 地表、地下水库联合调蓄供水的风险性[J]. 中国给水排水, 2004, 20(11): 49- 51.

[10] 阮本清, 魏传江. 首都圈水资源安全保障体系建设[M]. 北京: 科学出版社, 2004: 70- 73.

[11] 钱易, 刘昌明, 邵益生. 中国城市水资源可持续开发利用[M]. 中国水利水电出版社, 2002: 32- 67.

[12] 张俊艳, 韩文秀. 城市水安全问题及其对策探讨[J]. 北京科技大学学报: 社会科学版, 2005, 21(2): 78- 81.

[13] 刘德强. 城市供水保障体系的建设[J]. 工程建设与设计, 2005(10): 68- 70.

[14] 黄雪菊, 孙辉, 唐亚. 城市化背景下成都市水资源安全及可持续发展[J]. 世界科技研究与发展, 2004, 26(5): 74- 78.

[15] 汤卫文. 关于城市供水发展规划制定的若干问题[J]. 中山大学学报论丛, 2002, 22(3): 276- 280.

(上接第 252 页)

[7] 谢平, 陈广才, 李德, 等. 水文变异综合诊断方法及其应用研究[J]. 水电能源科学, 2005, 23(2): 11- 14.

[8] Mike H. Defining future climates from scenarios to risk assessments[M]//Impacts of Climate Chang on Wild life. Department of Zoology, University of Cambridge, Down ing Street, Cambridge, 2001: 8- 9

[9] 吴榜华, 孟庆繁, 赵元根, 等. 全球气候变化与生物多样性[J]. 吉林林学院学报, 1997, 13(3): 142- 146.

[10] 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- 60.

[11] 范立民. 黄河中游一级支流窟野河断流的反思与对策[J]. 地下水, 2004, 26(4): 236- 237.