

考虑径流年内均匀度的生态流量计算方法研究

刘铁龙¹, 刘艳², 汪雅梅¹, 罗军刚², 解建仓²

(1. 陕西省江河水库管理局, 陕西 西安 710018;

2. 西安理工大学 省部共建西北旱区生态水利国家重点实验室, 陕西 西安 710048)

摘要: 为了更加科学地体现河流生态流量的季节性变化规律, 本文在考虑年内分配不均对生态流量影响的基础上, 基于渭河流域 1950—2018 年月径流序列资料, 采用 Zenga 指数计算径流年内分配均匀度, 用水文综合诊断系统对月径流 Zenga 指数序列进行变异点诊断并分析其成因, 采用广义极值分布函数(GEV)确定各月生态流量。结果表明: 林家村、魏家堡、临潼 3 个站的径流年内分配均匀度 Zenga 指数序列均有显著减少趋势, 变异点分别为 1972 年、1972 年、1993 年; 咸阳和华县站的 Zenga 指数序列分别在 1972 和 1988 年发生跳跃变异; 变异后 5 个站的生态需水满足率降低, 非汛期下降幅度较汛期大。经与 Tennant 法比较, 在考虑径流年内分配均匀度变异的基础上进行河道内生态流量计算是可行、合理的。该成果可为渭河流域生态流量计算提供一种新依据。

关键词: 年内分配; Zenga 指数; 变异诊断; 生态流量

中图分类号: P333 **文献标志码:** A **文章编号:** 1006-4710(2020)02-0188-09

Evaluation of ecological flow considering runoff annual homogeneity

LIU Tielong¹, LIU Yan², WANG Yamei¹, LUO Jungang², XIE Jiancang²

(1. River and Reservoir Administration of Shaanxi Province, Xi'an 710018, China; 2. State Key Laboratory of Eco-hydraulics in Northwest Arid Region, Xi'an University of Technology, Xi'an 710048, China)

Abstract: In order to reflect the seasonal changes of river ecological flow more scientifically, based on the influence of uneven distribution during the year on ecological flow, this paper proposes the application of Zenga index to analyze the annual distribution uniformity of runoff based on the monthly runoff sequence data of Weihe River Basin from 1950 to 2018, and then it applies the hydrological comprehensive diagnosis system to analyze the variation of the homogeneity Zenga index series and to explore the physical origin. Finally, the generalized extreme value distribution function (GEV) is used to determine the ecological flow of each month. The results indicate that: The runoff annual homogeneity Zenga index series decreased significantly at Linjiacun, Weijiapu and Lintong Station in 1972, 1972 and 1993, taking a hop mutation at Xianyang and Huaxian Stations in 1972 and 1988. After variation, the satisfaction rate of ecological water requirement of each station decreases, and the decline range is larger in non-flood season than in flood season. Compared with Tennant method, it is feasible and reasonable to calculate the ecological flow within the channel on the basis of considering the variation of the runoff annual homogeneity. These results can provide a new basis for the calculation of ecological flow within the Weihe River Basin.

Key words: annual distribution homogeneity; Zenga index; variation analysis; ecological flow

水文序列在气候变化和人类活动的影响下会发生变异。为了维持河流生态系统的健康发展, 在考

收稿日期: 2020-03-30; 网络出版日期: 2020-06-01
网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1294.N.20200530.1242.002.html>
基金项目: 国家自然科学基金资助项目(51709222); 国家重点研发计划资助项目(2016YFC0401409); 陕西省水利科技计划资助项目(2018slkj-4)
第一作者: 刘铁龙, 男, 高级工程师, 研究方向为水资源管理与调度。E-mail: 308235774@qq.com
通信作者: 罗军刚, 男, 博士, 教授, 博导, 研究方向为水资源调度管理和水利信息化。E-mail: jgluo@xaut.edu.cn

虑年内分配均匀度变异的情况下,对生态流量进行研究是很有必要的^[1]。李雪等^[2]分析了河流生态流量计算方法的优缺点。牛夏等^[3]采用多种水文学方法计算生态基流。刘国民等^[4]等利用水力学法探索生态流量。肖才荣等^[5]在水文变异检验的基础上计算生态流量。Stromberg 等^[6]认为传统的水文学方法忽略了年际流量的变化特性。Richter 等^[7]提出采用可持续性边界法(SBA)来设定适宜的生态流量阈值范围。整理分析过去的研究发现,生态流量的计算主要存在以下问题:

- 1) 我国现有研究成果主要集中在水文学和水力学方法中,计算的生态流量在年内或年际上为单一值,不能体现河流的季节性变化规律;
- 2) 多数研究成果忽略了年内分配不均对生态流量的影响。

基于问题 1)、2),本文提出应用 Zenga 指数^[8]构建月径流年内分配均匀度模型,并采用文献^[9]的变异检验方法进行变异点识别;用 GEV 分布参数计算生态流量,并将变异点前后生态流量进行对比分析,这有助于对渭河流域生态需水问题进行更深层的分析。

1 考虑径流均匀度变异的生态流量计算方法构建

Zenga 指数(简称 Z 指数)是一种新型不平等指数,主要应用于经济学领域贫富差距对比分析,在国外得到广泛的实证应用^[10],国内应用较少。Zenga 指数具有分布均匀度的量化评价功能,相比于传统指标变差系数从总均匀度的角度衡量不均匀性,Zenga 指数从点均匀指数和总均匀指数两个层面表征年内各月径流间的均匀性,因此,Zenga 指数对均匀度的表征更加细化。变差系数受均值影响较大,微小扰动易对变差系数的计算精度造成很大影响,尤其当均值接近于 0 时,Cv 趋于无穷。而 Zenga 指数能够克服这一影响,具有更多的优良特性,虽然在表征均匀度的直观性上有所欠缺,但这并不影响其较强的理论意义。因此,本文用 Zenga 指数作为计算径流年内分配均匀度的统计指标,采用文献^[9]提出的检验方法对径流年内均匀度进行检验,以判断其是否发生变异,分析径流年内均匀度变异对生态流量计算的影响。

1.1 Zenga 指数

Zenga 指数的实质是对分布均匀度的量化分析,因此可以应用到径流年内分配均匀度计算中。Zenga 指数原理与计算方法为^[8]:

令 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是时间序列变量, $n=1, 2, \dots, 12$, 那么 Zenga 指数估计量可以表示为:

$$\hat{Z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(n-i)^{-1} \sum_{k=i+1}^n X_{(k)} - i^{-1} \sum_{k=1}^i X_{(k)}}{(n-i)^{-1} \sum_{k=i+1}^n X_{(k)}} \quad (1)$$

其中 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ 是 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 的序统计量。

1.2 水文变异检验方法

目前检验水文序列变异的方法有很多,为避免单一诊断方法的局限性,可将各种方法联合与耦合。因此,本文对渭河流域各水文站月径流 Zenga 指数序列进行变异分析。

- 1) 初步诊断。
- 2) 详细诊断。采用 3 种趋势检验方法:相关系数检验法、Spearman 秩次相关检验法、Kendall 秩次相关检验法,以及 11 种变异检验方法:有序聚类法、Lee-Heghinan 法、滑动秩和检验法、滑动 F 检验法、滑动 T 检验法、滑动游程检验法、最优信息二分割法、R/S 法、Mann-Kendall 法、Brown-Forsythe 法、Bayesian 法,分别对径流年内均匀度 Zenga 指数序列进行检验分析。在确定趋势显著和跳跃显著的过程中,将通过不同检验方法获得的显著性相加,得出趋势综合显著性和跳跃综合显著性。如果综合显著性大于等于 1,则认为趋势或跳跃显著;如果小于 1,则认为趋势或跳跃不显著。但是,由于跳跃检验中用不同方法得到的变异点不尽相同,因此,跳跃综合除了显著性综合外,还包括权重综合。本文通过文献^[11]中向量相似度法确定的权重进行跳跃权重综合,从而找到总权重最大的点,将其作为检验的跳跃点。跳跃检验方法的权重值如表 1 所示。

表 1 跳跃检验方法的权重值

Tab. 1 Weight of jumping diagnosis method

跳跃检验方法	权重值
滑动 F 检验法	0.056 4
滑动 T 检验法	0.115 8
Lee-Heghinan 法	0.082 5
有序聚类法	0.114 2
R/S 法	0.006 4
Brown-Forsythe 法	0.123 5
滑动游程检验法	0.197 1
滑动秩和检验法	0.141 2
最优信息二分割法	0.014 2
Mann-Kendall 法	0.033 7
Bayesian 法	0.115 2

3) 综合诊断。如果出现趋势和跳跃都呈现显著性的情况,则需要根据一定的标准来判断月径流 Zenga 指数序列是更接近于趋势变异还是跳跃变异。本文用效率系数^[8]确定最终的变异形式,判断依据是选择跳跃效率系数和趋势效率系数中较大的一个来确定是趋势变异还是跳跃变异。效率系数的计算公式为:

$$R=1-\frac{\sum_{i=1}^n(Q_{s,i}-Q_{m,i})^2}{\sum_{i=1}^n(Q_{s,i}-\overline{Q_{s,i}})^2}\tag{2}$$

式中: $Q_{s,i}(i=1,\cdots,n)$ 为实测水文序列;
在趋势变异中: $Q_{m,i}$ 表示拟合趋势线上各点的值;
在跳跃变异中:

$$Q_{m,i}=\begin{cases}\frac{1}{k}\sum_{i=1}^kQ_{s,i}(i=1,\cdots,k)\\[1ex]\frac{1}{n-k}\sum_{i=k+1}^nQ_{s,i}(i=k+1,\cdots,n)\end{cases}\tag{3}$$

表 2 GEV 与 Pearson-III 概率分布函数拟合检验表

Tab. 2 Fitting test of GEV and Pearson-III probability distribution function

月份	分布函数	K-S 检验		A-D 检验		C-S 检验	
		检验值	排序	检验值	排序	检验值	排序
1	GEV	0.209 9	1	3.822 5	1	26.776	1
	Pearson-III	0.301 4	2	22.953	2	48.295	2
2	GEV	0.206 6	1	3.490 2	1	27.135	1
	Pearson-III	0.285 1	2	26.283	2	28.895	2
3	GEV	0.190 5	1	2.934 3	1	18.148	1
	Pearson-III	0.216 8	2	21.349	2	26.493	2
4	GEV	0.128 9	1	1.358	1	7.015 2	1
	Pearson-III	0.202 2	2	12.509	2	21.35	2
5	GEV	0.090 5	1	0.659 9	1	3.396 9	1
	Pearson-III	0.267 9	2	10.092	2	30.652	2
6	GEV	0.060 1	1	0.404 3	1	2.823 6	1
	Pearson-III	0.230 1	2	8.075 1	2	27.867	2
7	GEV	0.108 4	1	1.180 1	1	6.824 8	1
	Pearson-III	0.198 3	2	5.431 7	2	10.895	2
8	GEV	0.103 3	1	0.952 6	1	4.951 4	1
	Pearson-III	0.195 3	2	3.677 9	2	7.433 8	2
9	GEV	0.076 3	1	0.795 3	1	5.852 5	1
	Pearson-III	0.190 8	2	3.872 5	2	14.372	2
10	GEV	0.095 4	1	0.671 6	1	6.865 6	1
	Pearson-III	0.186 1	2	8.184 7	2	13.652	2
11	GEV	0.071 2	1	0.563 7	1	2.947 2	1
	Pearson-III	0.175 4	2	11.138	2	25.733	2
12	GEV	0.221 4	1	3.448 8	1	19.189	1
	Pearson-III	0.240 6	2	14.142	2	41.204	2

故本文采用文献[12]中的 GEV 分布函数拟合各站月平均流量,所求出的出现频率最大流量即为各月生态流量。

GEV 概率密度分布函数为:

$$f(x)=\frac{1}{\sigma}t\left(x\right)^{\xi+1}e^{-t\left(x\right)}$$

(4)

$$t(x)=\begin{cases}\left(1+\xi\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{\xi}} & (\xi\neq 0) \\ e^{-\frac{x-\mu}{\sigma}} & (\xi=0) \end{cases}$$

(5)

式中:σ为尺度参数;ξ为形状参数;μ为位置参数。

通过线性矩法对 GEV 分布进行参数估计^[8],前 3 阶的 L-矩 l_1 、 l_2 、 l_3 及 L-偏态系数 t_3 的计算公式为:

$$l_1=n^{-1}\sum_{j=1}^nx_j$$

(6)

$$l_2=2n^{-1}\sum_{j=2}^n\frac{(j-1)}{(n-1)}x_j-n^{-1}\sum_{j=1}^nx_j$$

(7)

$$l_3=6n^{-1}\sum_{j=3}^n\frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)}x_j-6n^{-1}\sum_{j=2}^n\frac{(j-1)}{(n-1)}x_j+n^{-1}\sum_{j=1}^nx_j$$

(8)

$$t_3=l_3/l_2$$

(9)

$$\xi=-\left[7.8590\left(\frac{2}{3+t_3}-\frac{\lg 2}{\lg 3}\right)+2.9554\left(\frac{2}{3+t_3}-\frac{\lg 2}{\lg 3}\right)^2\right]$$

(10)

$$\sigma=\frac{l_2\xi}{(1-2^{-\xi})\Gamma(1+\xi)}$$

(11)

$$\mu=l_1+\frac{\sigma[\Gamma(1+\xi)-1]}{\xi}$$

(12)

式中: x_j 为序列中第 j 个值; $\Gamma(1+\xi)$ 为伽玛函数。

对式(4)进行最值分析,则有频率最大处流量:

$$x=\frac{\sigma}{\xi}\left[(\xi+1)^{-\xi}-1\right]+\mu$$

(13)

式中: x 为各月河道内生态流量。

1.4 方法计算步骤

1) 用 Zenga 指数构建月径流年内分配均匀度模型,将各月径流进行升序排列后按式(1)估算各年 Zenga 指数,得到径流年内分配均匀度 Zenga 指数序列。

2) 采用谢平等^[9]提出的变异诊断系统对逐年 Zenga 指数序列进行变异分析:

a) 初步诊断是否存在变异,如果存在,则进行下一步;

b) 用变异诊断系统中的 3 种趋势检验方法分别对径流年内均匀度 Zenga 指数序列进行趋势详细变异检验;

c) 用变异诊断系统中的 11 种变异检验方法对径流年内均匀度 Zenga 指数序列进行跳跃详细变异检验,具体计算方法如图 1 所示;

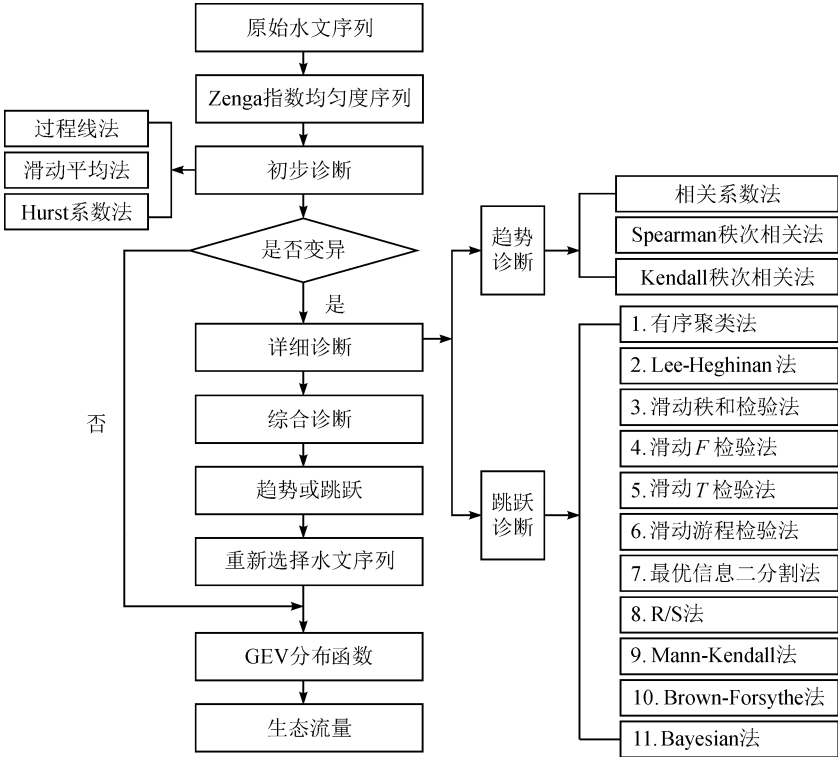


图 1 方法计算流程图
Fig. 1 Method calculation flow chart

- d) 用向量相似度法确定各方法权重;
- e) 根据式(2)判断最终的变异形式。
- 3) 在完成步骤 2)的基础上,按式(4)~式(10)对 GEV 分布进行参数估计,然后根据式(13)计算生态流量。

2 实例计算与分析

2.1 基本数据

本文选取渭河干流陕西省境内 5 个重要水文站:林家村(1950—2018 年)、魏家堡(1950—2018 年)、咸阳(1950—2018 年)、临潼(1956—2018 年)和华县站(1951—2018 年)的逐日流量数据构建 Zenga 指数序列值,并利用综合诊断系统进行变异点识别,用 GEV 分布函数计算河道内生态流量。

2.2 基于 Zenga 指数的年内分配均匀度变异分析

对各站径流年内均匀度 Zenga 指数进行计算,并采用水文变异诊断系统进行变异点识别和检验。

1) 初步诊断。对渭河流域林家村等 5 个站点的月径流 Zenga 指数序列进行初步变异点检验,其中林家村站的逐年变化过程如图 2 所示。从图中可知,在 1973 年之前,Zenga 指数序列大部分位于均值线之下,而 1973 年之后大部分位于均值线之上,说明林家村站 1973 年径流年内均匀度可能存在增加的趋势或向上的跳跃。各站 Zenga 指数序列的 Hurst 系数值分别为 0.930 9、0.81、0.756、0.671 5 和 0.791 3,其中林家村站变异程度为强变异,其余各站均为中变异。因此,还需对 Zenga 指数序列变异作进一步详细诊断。

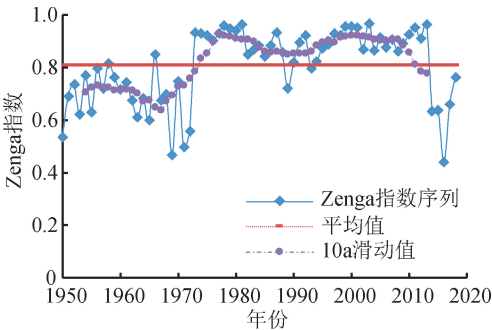


图 2 林家村站 Zenga 指数

Fig. 2 Zenga index series of Linjiacun Station

图 3 为林家村站基尼系数 GI 序列,从图中可知,Zenga 指数序列与 GI 序列的年际变化相似度极高,各指标的极值出现时间及变化规律高度一致。和基尼系数相比,Zenga 指数对年内径流分配的敏感性更高,因为 Zenga 指数不仅有总均匀指数,还有点均匀指数,对年内各月径流量都具有相同的敏感性,所以用 Zenga 指数分析径流年内分配不均匀程度更为合适。

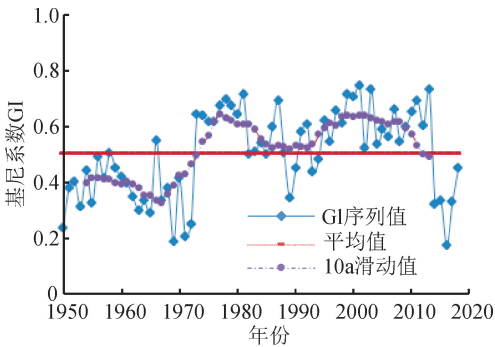


图 3 林家村站基尼系数

Fig. 3 Gini coefficient series of Linjiacun Station

2) 详细诊断。对渭河流域林家村等 5 个站点逐月径流 Zenga 指数序列分别进行趋势和跳跃诊断,具体诊断结果见表 1。各站三种趋势检验方法的结果都是趋势显著,而 11 种跳跃检验方法的突变点检验不太一致,因此,需要通过综合诊断来确定最终的变异点。

3) 综合诊断。林家村站跳跃点 1972 年的综合权重最大,为 0.686 8,其综合显著性为 7,说明跳跃显著;同时,趋势综合显著性为 3,说明趋势也显著。进一步计算两者的效率系数,发现跳跃和趋势分别为 41.2%、42.69%,故为趋势变异,即 Zenga 指数均匀度序列在 1972 年发生趋势减少变异。其余各站具体诊断结果如表 3 所示。

表 3 渭河流域月径流 Zenga 指数序列变异诊断结果
Tab. 3 Diagnostic results of monthly runoff Zenga index series in Weihe River Basin

诊断	诊断过程	林家村	魏家堡	咸阳	临潼	华县
初步诊断	Hurst 系数	0.904	0.810	0.756	0.672	0.791
	整体变异程度	强变异	中变异	中变异	中变异	中变异
趋势诊断	相关系数法	+1	+1	+1	+1	+1
	Spearman 法	+1	+1	+1	+1	+1
	Kendall 检验法	+1	+1	+1	+1	+1
	滑动 F 检验	1970(+1)	1993(0)	1970(0)	1993(+1)	2001(0)
	滑动 T 检验	1970(+1)	1971(+1)	1972(+1)	1993(+1)	1970(+1)
	Lee-Heghinan 法	1972(+1)	1972(+1)	1972(+1)	1993(+1)	1988(0)
	有序聚类法	1972(+1)	1972(0)	1972(0)	1990(0)	1988(0)
	R/S 法	1972(+1)	1980(+1)	1980(+1)	1980(+1)	1980(+1)
跳跃诊断	Brown-Forsythe 法	1972(+1)	1972(+1)	1978(+1)	1993(+1)	1988(+1)
	滑动游程检验法	1972(+1)	1990(+1)	1976(+1)	1981(+1)	1988(0)
	滑动秩和检验法	1983(+1)	1975(+1)	1975(0)	1981(+1)	1984(+1)
	最优信息二分割法	1972(+1)	1972(+1)	1972(+1)	1976(+1)	1988(+1)
	Mann-Kendall 法	1972(+1)	1980(+1)	1972(+1)	1970(+1)	1971(+1)
	Bayesian 法	1972(0)	1972(+1)	1972(+1)	1993(0)	1988(+1)
	趋势综合显著性	+3	+3	+3	+3	+3
综合诊断	跳跃点	1972	1972	1972	1993	1988
	综合权重	0.687	0.45	0.476	0.493	0.647
	跳跃综合显著性	+7	+4	+5	+4	+3
	跳跃效率系数/%	42.69	18.2	15.72	29.499	15.6
	趋势效率系数/%	41.2	24.63	6.7	68.6	10.2
	诊断结论	(+1) ↓	(+1) ↓	1972(+1)	(+1) ↓	1988(+1)

注：表中“+1”表示检验显著，“-1”表示检验不显著，“0”表示不能进行显著性检验；“↓”表示趋势下降。

2.3 水文变异成因分析

相关分析表明,降水量与径流量之间呈显著的线性正相关,降水量越大,则径流量越大,而年平均气温与各站点径流量之间为显著负相关^[14]。自 20 世纪 70 年代以后,渭河流域降水量整体呈下降趋势,尤其是 90 年代以后,降水量显著减少,同时气温从 90 年代开始有了明显的上升^[15]。

20 世纪 70~90 年代,羊毛湾水库、宝鸡峡引渭灌区、石头河水库等大规模的水利工程建设以及相关水土保持工程的建成并投入使用,使得渭河流域径流过程发生变异^[16]。因此,降水量减少等气候变化和水利工程建设、水库蓄水、灌区引水等人类活动是渭河流域径流变异的主要原因。

2.4 生态流量计算分析

根据变异点发生年份将水文序列分段,而林家村、魏家堡和临潼站的趋势效率系数大于跳跃效率

系数,故选择全系列进行计算。而咸阳和华县站分别在 1972 和 1988 年发生跳跃变异,故选择变异前序列计算河道内生态流量,咸阳为 1950—1972 年,华县为 1951—1988 年。但是由于变异点距今已有近 40 年时间,期间又有气候变化和人类剧烈活动的影响,可认为在近 40 年时间里,生态流量已经适应了变异后的过程,所以,径流系列出现变异情况属于水文随机性的正常表现,其生态系统也适应这种变化。故本文选择全系列计算生态流量,并将变异前后生态流量进行对比,分析径流年内均匀度变异对生态流量计算的影响。

对林家村 1 月平均流量序列进行矩参数估计,得到 1 月平均流量的 GEV 参数: $\xi = 0.287$ 、 $\sigma = 4.5$ 、 $\mu = 4.2$ 。

根据式(3)计算林家村站 1 月平均流量序列的概率密度,如图 4 所示。由图中可知,流量出现最大

频率值为 0.029。

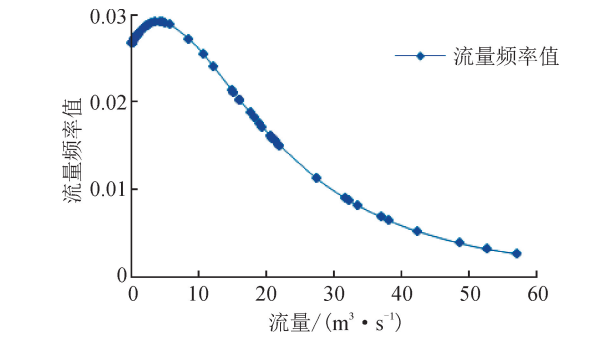


图 4 林家村站 1 月份流量的概率分布曲线
Fig. 4 Probability distribution of Linjiacun Station in January

对式(3)进行最值分析,则有频率最大处流量 $x=3.10\text{ m}^3/\text{s}$ 。

以此类推,分别计算出其他各站各月份的生态流量,如表 4 所示。

表 4 渭河干流 5 水文站各月生态流量
Tab. 4 Ecological flow in each month of the 5 hydrological stations of the mainstream of the Weihe River

月份	生态流量/($\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1}$)				
	林家村	魏家堡	咸阳	临潼	华县
1	3.1	8.0	16.8	22.8	25.9
2	3.3	7.8	20.5	27.8	32.8
3	3.8	12.0	19.8	39.7	32.8
4	6.0	17.1	22.6	57.1	42.5
5	7.7	18.5	46.8	59.1	58.6
6	8.9	20.9	38.4	39.9	25.2
7	10.0	24.7	55.6	75.7	59.5
8	10.5	27.1	46.5	81.2	92.6
9	13.8	34.8	71.0	77.7	98.0
10	8.8	28.7	54.8	64.5	70.3
11	5.0	12.2	39.8	36.2	45.1
12	3.0	9.8	21.8	25.4	29.8

将本文结果与 Tennant 法、Texas 法和年内展布法进行比较。受篇幅所限,仅以林家村站为例(图 5)。年内展布法所给出的生态流量各月较为相近,不能反映年内非汛期与汛期的变化差异;Texas 法的最大值出现在 7 月,除此之外与本文生态流量相当,但该法保证率的设定至今没有统一论,计算结果主观性较强;Tennant 法虽具有很强的适用性,但该方法的缺点是对流量的季节变化特性考虑不足。本文应用 GEV 分布参数求出的生态流量,反映了流量的季节变化特性和规律,能够更好地满足河流

生物对于水量的需求。除临潼 6、9 月和华县 6 月外,各站生态流量的 Tennant 法等级基本处于一般及以上评价等级,能够较好地保障河道正常生态功能,其结果具有合理性。

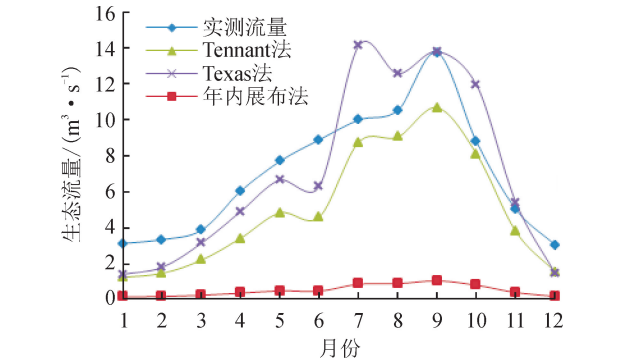


图 5 林家村站生态流量
Fig. 5 Ecological flow of Linjiacun Station

根据径流均匀度变异分析可知,咸阳站和华县站为跳跃变异,本文以咸阳站为例,用变异点将水文序列分段:1950—1972 年和 1973—2018 年,用 GEV 概率分布法计算变异点前后的生态流量,结果如图 6 所示。由图中可知,咸阳站变异点后的生态流量较变异点前的生态流量均有所减少,但整体的趋势保持一致。变异点前后的生态流量的线性趋势线近似为两条平行线,并且相关系数相差 0.14。其中变化相差较大的月份是 10 月、11 月,分析其原因可能主要是发生变异后咸阳站的最大值出现在 9 月份,而变异前最大径流量月份为 10 月份,更深层的原因有待进一步研究。

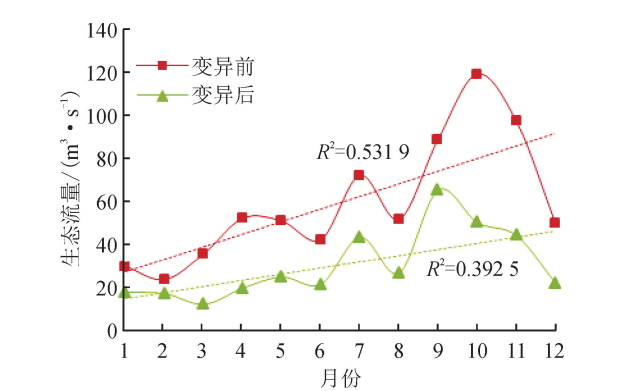


图 6 咸阳站变异点前后生态流量
Fig. 6 Ecological flow before and after the mutation point of Xianyang Station

各站变异前后生态需水满足率如表 5 所示。由表中可知,变异前,只有魏家堡站 8、9、10 月份以及华县站 3 月份的生态需水满足率低于 70%,除此之外,五个站中其他各月份均在 70%以上,河流生态系统的正常需水能够得到保障。变异后,各站生态

需水满足率均下降。在河流生态需水管理中,生态需水满足率与变异前保持相当即可。需水满足率不一定要达到尽可能高,只需令变异后

表 5 渭河干流各站点生态需水满足率

Tab. 5 Satisfaction rate of ecological water requirement for each station with the Weihe River

水文站	变异情况	生态需水满足率/%											
		1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
林家村	变异前	100	100	100	100	96	96	96	91	83	91	100	100
	变异后	28	30	43	54	65	70	78	87	85	83	76	28
	降幅率	72	70	57	46	32	27	18	5	—3	10	24	72
魏家堡	变异前	91	96	91	83	87	78	74	61	57	61	87	83
	变异后	30	26	33	46	59	67	43	54	52	46	48	30
	降幅率	67	73	64	45	33	14	41	11	8	25	45	63
咸阳	变异前	96	91	91	96	78	78	87	78	83	87	91	96
	变异后	41	39	35	37	59	74	54	61	59	57	54	43
	降幅率	57	57	62	61	25	6	38	22	29	35	40	55
临潼	变异前	82	76	84	92	92	84	89	89	89	84	92	87
	变异后	76	72	72	80	76	84	64	88	72	88	80	84
	降幅率	7	6	15	13	17	0	28	2	20	—5	13	3
华县	变异前	74	71	68	84	76	87	87	76	76	84	92	76
	变异后	72	57	57	50	50	83	50	63	37	63	80	70
	降幅率	2	20	17	41	34	4	42	17	52	25	13	8

3 结 语

本文提出应用 Zenga 指数计算径流年内分配均匀度,与基尼系数相比,具有更高的敏感性和公平性。用水文变异诊断系统对 Zenga 指数序列进行分析,可避免单一方法的局限性。在变异点分析的基础上,用 GEV 分布函数计算各站月生态流量,该法能更好地反映出流量的季节变化规律,符合水生生物生长需求。与 Tennant 法、Texas 法和年内展布法对比发现,采用该方法计算渭河生态流量是可行且合理的。

参考文献:

[1] 纪毅,王旭,雷晓辉,等. 基于基尼系数变异诊断的生态流量分析方法[J]. 中国农村水利水电, 2017(4): 97-105.
JI Yi, WANG Xu, LEI Xiaohui, et al. Ecological flow analysis method based on the comprehensive variation diagnosis of Gini coefficient [J]. China Rural Water and Hydropower, 2017(4):97-105.

[2] 李雪,彭金涛,童伟. 水利水电工程生态流量研究综述[J]. 水电站设计,2016,32(4):71-75.

[3] 牛夏,王启优. 疏勒河流域生态需水量研究[J]. 人民长江,2016,47(22):21-25.
NIU Xia, WANG Qiyou. Study of ecological water requirement of Shule River Basin [J]. Yangtze River, 2016, 47(22): 21-25.

[4] 刘国民,姜翠玲,王维琳,等. 基于栖息地模型的新安江坝下生态流量研究[J]. 水资源与水工程学报,2016,27(4):61-65.
LIU Guomin, JIANG Cuiling, WANG Weilin, et al. Study on ecological flow under Xin'an River dam based on habitat model [J]. Journal of Water Resources & Water Engineering, 2016, 27(4): 61-65.

[5] 肖才荣,胡微雨,陈成豪,等. 考虑水文变异的东江流域河道内生态流量研究[J]. 水利水电技术,2016,47(10): 62-66,133.
XIAO Cairong, HU Zhiyu, CHEN Chenghao, et al. Study on eco-flow in river channel of Dongjiang River Basin under consideration of hydrological variation[J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2016, 47(10):62-66,133.

[6] STROMBERG J C, LITE S J, DIXON M D. Effects of stream flow patterns on riparian vegetation of a semiarid river: implications for a changing climate[J]. River Research and Applications, 2010, 26(6): 712-729.

[7] RICHTER B D, DAVIS M M, APSE C, et al. A presumptive standard for environmental flow protection [J]. *River Research and Applications*, 2012, 28(8): 1312-1321.

[8] ZENGA M. Inequality curve and inequality index based on the ratios between lower and upper arithmetic means [J]. *Statistica & Applicazioni*, 2007, 5(1):3-27.

[9] 胡彩霞,谢平,许斌,等. 基于基尼系数的水文年内分配均匀度变异分析方法:以东江流域龙川站径流序列为例 [J]. *水力发电学报*, 2012, 31(6):7-13.

HU Caixia, XIE Ping, XU Bin, et al. Variation analysis method for hydrologic annual distribution homogeneity based on Gini coefficient: a case study of runoff series at Longchun station in Dongjiang River Basin [J]. *Journal of Hydroelectric Engineering*, 2012, 31(6): 7-13.

[10] GRESELIN F, PASQUAZZI L, ZITIKIS R. Contrasting the Gini and Zenga indices of economic inequality [J]. *Journal of Applied Statistics*, 2013, 40(2): 282-297.

[11] 谢平,陈广才,雷红富,等. 水文变异诊断系统 [J]. *水力发电学报*, 2010, 29(1):85-91.

XIE Ping, CHEN Guangcai, LEI Hongfu, et al. Hydrological alteration diagnosis system [J]. *Journal of Hydroelectric Engineering*, 2010, 29(1): 85-91.

[12] 李剑锋,张强,陈晓宏,等. 考虑水文变异的黄河干流河道内生态需水研究 [J]. *地理学报*, 2011, 66(1): 99-110.

LI Jianfeng, ZHANG Qiang, CHEN Xiaohong, et al. Study of ecological instream flow in Yellow River, considering the hydrological change [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(1): 99-110.

[13] 何蒙,吕殿青,李景保,等. 水文变异下长江荆南三口河道内生态需水量变化及贡献因素 [J]. *应用生态学报*, 2017, 28(8):2554-2562.

HE Meng, LÜ Dianqing, LI Jingbao, et al. Variation of ecological water demand and its contributing factors in the southern three outlets of Jingjiang River in the Yangtze River under the condition of hydrologic variation [J]. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2017, 28(8):2554-2562.

[14] 武玮,徐宗学,李发鹏. 渭河关中段水文情势改变程度分析 [J]. *自然资源学报*, 2012, 27(7):1124-1137.

WU Wei, XU Zongxue, LI Fapeng. Hydrologic alteration analysis in the Guanzhong reach of the Weihe River [J]. *Journal of Natural Resources*, 2012, 27(7):1124-1137.

[15] 周俊杰. 渭河流域宝鸡段径流变化趋势及预测研究 [D]. 杭州:浙江工业大学, 2017.

ZHOU Junjie. Study on runoff variation and forecasting of Weihe River Basin in Baoji section [D]. Hangzhou: Zhejiang University of Technology, 2017.

[16] 刘俊萍,周俊杰,王玮,等. 渭河流域陕西段气象水文要素变化特征分析 [J]. *浙江工业大学学报*, 2017, 45(3):253-258.

LIU Junping, ZHOU Junjie, WANG Wei, et al. Analysis of characteristics of climate and hydrology factors in Shaanxi section of Weihe River Basin [J]. *Journal of Zhejiang University of Technology*, 2017, 45(3): 253-258.

(责任编辑 周 蓓)