

# 邯鄲地区年降水量统计特性

杜富慧<sup>1</sup>, 郝振纯<sup>1</sup>, 陈新美<sup>2</sup>, 王晓丽<sup>3</sup>

(1. 河海大学水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 江苏 南京 210098; 2. 邯鄲市水利局, 河北 邯鄲 056000; 3. 河北工程大学图书馆, 河北 邯鄲 056000)

**摘要** 运用线性回归分析与 Mann-Kendall 趋势检验法对邯鄲地区及各水资源分区的降雨资料进行分析, 揭示了该地区及各水资源分区年降水量不断减少的变化趋势及显著性水平, 并得出如下结论: 各水资源分区年降水量变化规律不一致, 随着海拔高度的降低, 区域年降水量变化趋势越明显; 低海拔区域年平均降水量减少是海河流域年径流量减少的重要原因。

**关键词** 年降水量; 统计特性; 线性回归分析; Mann-Kendall 检验; 邯鄲地区

中图分类号: TP333.1 文献标识码: A 文章编号: 1004-693X(2009)06-0016-05

## Statistical characteristics of annual precipitation in Handan region

DU Fu-hui<sup>1</sup>, HAO Zhen-chun<sup>1</sup>, CHEN Xin-mei<sup>2</sup>, WANG Xiao-li<sup>3</sup>

(1. State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China; 2. Water Conservancy Bureau of Handan Municipality, Handa 056000, China; 3. Hebei University of Engineering, Handa 056000, China)

**Abstract** The annual precipitation in the Handan region and every water resources subregion was analyzed with linear regression analysis and the Mann-Kendall test, and the variation tendency and significance level of the continuously decreasing annual precipitation in that region and every water resources subregion of were revealed. The conclusion was that the various patterns of different water resources subregion differed; the variation of regional precipitation became more apparent with decreasing elevation above sea level; and the most important reason for the decreasing discharge of the Haihe River was the decrease of annual average precipitation at low elevations.

**Key words**: annual precipitation; statistical characteristics; linear regression analysis; Mann-Kendall test; Handan region

邯鄲市位于华北平原中部, 属于干旱半干旱地区, 暖温带半湿润半干旱大陆性季风气候, 全市多年平均降水量 548.9 mm(1956~2000 年系列)。降水量时空分布不均, 年际变化悬殊是其主要特征。该地区地形地貌特征差异明显, 对华北地区而言具有代表性。地区年降水量的 70%~80%集中在 6~9 月, 其中又主要集中在 7 月下旬和 8 月上旬。该地区是我国水资源匮乏地区之一, 人均水资源占有量只是全国平均水平的 1/6, 耕地单位面积水资源量只是全国的 1/10。而天然降水是水资源最重要的来源, 降水是产生地表径流和补给地下水的主要来源, 降

水量的大小及时空变化间接反映了一个地区的天然水资源状况。水资源与人们的生产和生活密切相关, 受到广泛关注。因此, 分析地区降水量的变化趋势, 对研究地区水资源量的变化趋势具有参考价值, 对区域水资源评价与再分配具有指导意义。笔者运用线性回归分析与 Mann-Kendall 趋势检验法对邯鄲地区及各水资源分区的降雨资料进行了分析, 得出了各水资源分区年降水量变化规律不一致的结论, 并对同一地区不同水资源分区年降水量变化过程及趋势不一致的原因进行了分析。

基金项目: 国家自然科学基金(40830639, 40801012, 50879016)

作者简介: 杜富慧(1974—), 男, 山东济宁人, 博士研究生, 研究方向为水生生态系统演化机理。E-mail: dufuhui@hhu.edu.cn

# 1 资料及方法

## 1.1 资料

水文观测站点选择以观测降水站资料质量较好、系列较长、面上分布均匀且能反映地形变化影响等条件为原则。邯郸市境内共选出实测年数大于或等于34的分析雨量站37处,市境外选用雨量站10处,共选用雨量站47处。据统计,境内雨量站平均站网密度为325.6 km<sup>2</sup>/站。其中:山区雨量站17处,站网密度为262.4 km<sup>2</sup>/站;平原雨量站20处,站网密度为379.4 km<sup>2</sup>/站。

邯郸地区属太行山中南部中低山向河北平原西南部过渡地带,地形地貌复杂多变,形式多样,中低山、丘陵、盆地、平原和洼地均有分布,地形变化大,影响不同地形地貌特征的气象因素也存在较大差异,因此,各区域间的降水及水资源分布也有较大差异。

根据邯郸市的流域水系情况及地形的影响,将该地区的2个II级流域分区重新划分为6个III级流域分区,详细分区情况如图1所示。

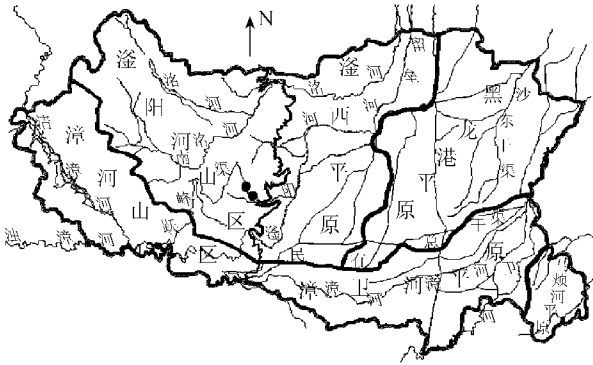


图1 邯郸地区各水资源分区

## 1.2 分析方法

笔者主要对邯郸地区降水量进行趋势分析。趋势分析研究的是时间序列顺序递增或递减的变化规律。这里仅介绍常用的线性回归方法、肯德尔秩相关检验法,其中线性回归方法属于参数方法,而肯德尔秩相关检验法属于非参数方法。

### 1.2.1 线性回归分析

线性回归是一种参数估计方法<sup>[1-2]</sup>,设时间序列存在线性的趋势,即

$$x_t = a + bt \quad (t = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

式中: $x_t$ 为 $t$ 时段的原始时间序列; $n$ 为时段数; $a$ 、 $b$ 为使 $x_t$ 与 $a + bt$ 误差最小的最小二乘估计量。可采用回归分析方法估计模型参数,即

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right)^2} \quad (2)$$

$$\hat{a} = \bar{x} - \hat{b} \left(\frac{n+1}{2}\right) \quad (3)$$

式中 $\bar{x}$ 为随机变量的均值。为了检验线性趋势,可检验统计量 $Z_L$ 是否服从自由度为 $n-2$ 的 $t$ 分布。

$$Z_L = \frac{\hat{b}}{\hat{\sigma}_b} \quad (4)$$

若原假设为无趋势,选择置信水平 $\alpha$ ,计算统计量 $Z_L$ 。若 $|Z_L| > t_{\alpha/2}$ ,拒绝原假设,从而认为线性趋势存在,否则接受原假设,线性趋势不存在。其中 $\hat{\sigma}_b$ 指估计 $b$ 的方差,可采用下式估计:

$$\hat{\sigma}_b = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 - \hat{b}^2 \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right)^2}{(n-2) \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right)^2}} \quad (5)$$

### 1.2.2 肯德尔检验<sup>[3-5]</sup>

先计算统计量 $S$ :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (6)$$

其中:

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & (\theta > 0) \\ 0 & (\theta = 0) \\ -1 & (\theta < 0) \end{cases} \quad (7)$$

不存在趋势的序列的统计量 $S$ 满足正态分布,均值和方差分别为

$$E(S) = 0 \quad (8)$$

$$V_{\alpha}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (9)$$

最终可定义肯德尔检验统计量 $Z_K$ :

$$Z_K = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{V_{\alpha}(S)}} & (S > 0) \\ 0 & (S = 0) \\ \frac{S+1}{\sqrt{V_{\alpha}(S)}} & (S < 0) \end{cases} \quad (10)$$

$Z_K$ 满足标准正态分布<sup>[6]</sup>。利用 $Z_K$ 的值进行趋势统计的显著性检验。 $Z_K$ 值为正,表明上升趋势; $Z_K$ 值为负,表明下降趋势。在双尾趋势检验中,如果 $|Z_K| \leq Z_{1-\alpha/2}$ ,则接受零假设(无变化趋势);如果 $|Z_K| > Z_{1-\alpha/2}$ ,则拒绝零假设。 $Z_{1-\alpha/2}$ 从标准正态分布函数获得, $\alpha$ 为检验的显著水平。

采用肯德尔检验时,时间序列的趋势幅度越大,或者序列长度越长,检验能力越强;而方差越小,则检验能力越弱。总的说来,对于没有趋势或者中等趋势的序列,如果序列长度较短,正相关使得误认为存在趋势的概率变大,而负相关使得误认为存在趋势的概率变小。样本长度足够长,序列的自相关性基本不影响肯德尔趋势检验结果。

表 1 邯郸地区及各水资源分区年降雨系列线性检验及 Mann-Kendall 检验计算结果

区域名称	序列年份	序列长度/ a	线性趋势检验		Mann-Kendall 检验		区域名称	序列年份	序列长度/ a	线性趋势检验		Mann-Kendall 检验	
			$Z_L$	置信水平	$Z_K$	显著水平				$Z_L$	置信水平	$Z_K$	显著水平
漳河山区	1956~2000	45	-1.27	0.95	-1.08		漳卫河平原	1956~2000	45	-2.18		-2.08	0.05
滏阳河山区	1956~2000	45	-1.52	0.95	-0.90		马颊河平原	1956~2000	45	-2.15		-2.40	0.05
滏西平原	1956~2000	45	-0.94	0.95	-0.29		邯郸市总雨量	1956~2000	45	-1.58	0.95	-0.96	
黑龙港平原	1956~2000	45	-1.58	0.95	-1.08								

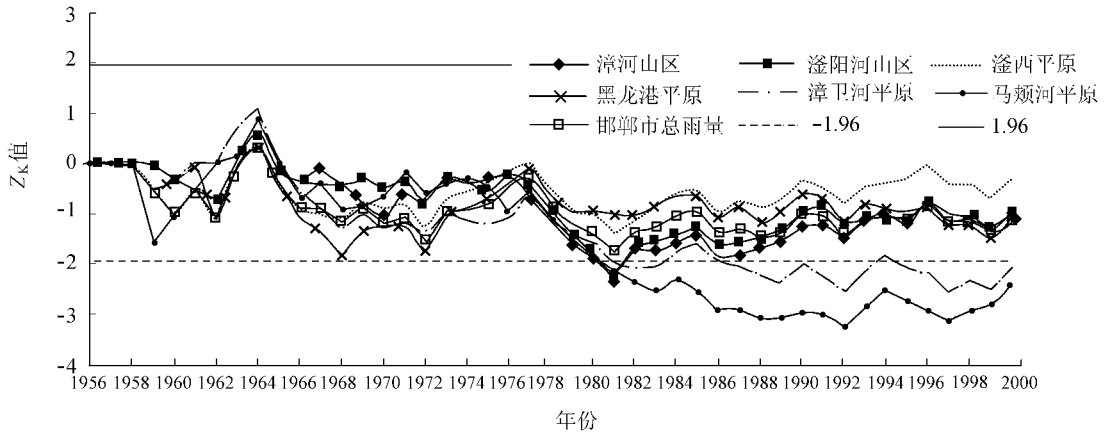


图 2 邯郸地区及各水资源分区  $Z_K$  值变化过程

## 2 分析结果

邯郸地区及各水资源分区一元线性回归检验及 Mann-Kendall 检验计算结果如表 1 所示,计算期内 Mann-Kendall 值(称为  $Z_K$  值)的变化过程如图 2 所示。

### 2.1 漳河山区

漳河山区多年平均年降水量 576.9 mm,降水量平均每 10 a 减少 0.5 mm,其趋势线方程见图 3,线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -1.27,在 95% 的置信区间之内(区间临界值为  $\pm 2.0$ ),因此,可以认为线性变化趋势不明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -1.08,大于临界值 -1.96,可以接受零假设。但由  $Z_K$  值的变化过程可以看出,该地区从 1977 年开始,年降水量减少明显,1980 年超出了临界值,1980 年后年降水量逐步增加。

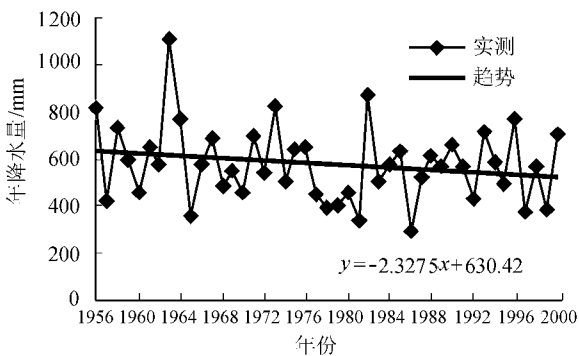


图 3 漳河山区年降水量变化过程

### 2.2 滏阳河山区

滏阳河山区多年年平均降水量 566.0 mm,降水量平均每 10 a 减少 0.7 mm,其趋势线方程见图 4,线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -1.52,在 95% 的置信区间之内,线性变化趋势不明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -0.90,大于临界值 -1.96,可以接受零假设。由  $Z_K$  值的变化过程可以看出,该地区 MK 值的变化过程与漳河山区非常接近,说明这 2 个地区降水量分布具有较高的一致性。

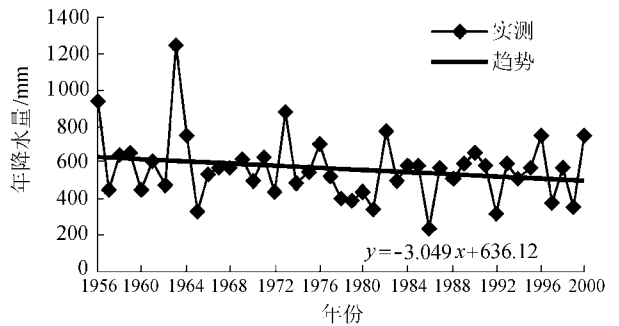


图 4 滏阳河山区年降水量变化过程

### 2.3 滏西平原

滏西平原多年年平均降水量 524.3 mm,降水量平均每 10 a 减少 0.4 mm,其趋势线方程见图 5,线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -0.94,为各水资源分区中的最小值,远小于置信区间的临界值,线性变化趋势不明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -0.29,也是各分区中的最小值,接受零假设,即无变化的假设。由  $Z_K$  值的变化过程可以看出,该地区除 1980 年降水量减少明显外,其全过程较平稳。

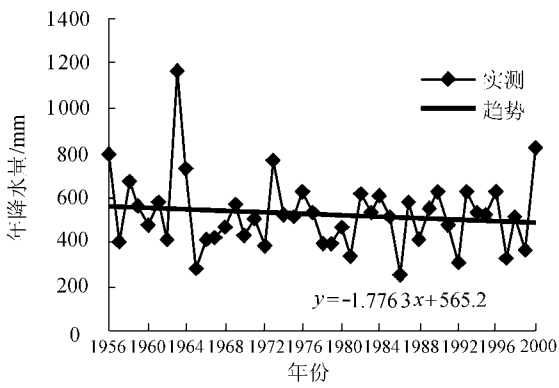


图5 滏西平原年降水量变化

## 2.4 黑龙港平原

黑龙港平原多年年平均降水量 535.4 mm ,降水量平均每 10 a 减少 0.6 mm ,其趋势线方程见图 6 线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -1.58 ,在置信区间之内 ,线性变化趋势不明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -1.08 ,在临界值以内 ,可以接受零假设。由  $Z_K$  值的变化过程可以看出 ,该地区 1968 年和 1972 年降水量减少明显 ,其他年份较稳定 ,无明显变化。

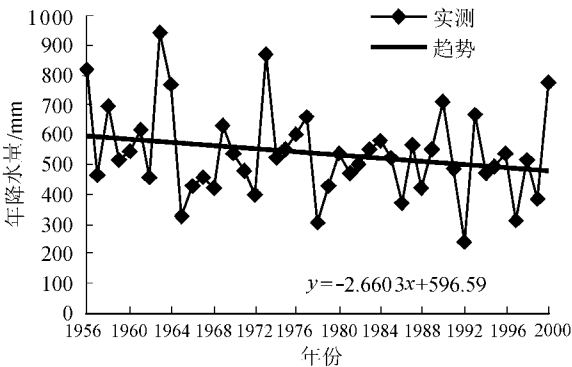


图6 黑龙港平原年降水量变化

## 2.5 漳卫河平原

漳卫河平原多年年平均降水量 548.5 mm ,降水量平均每 10 a 减少 0.8 mm ,其趋势线方程见图 7 线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -2.18 ,为各分区中的最大

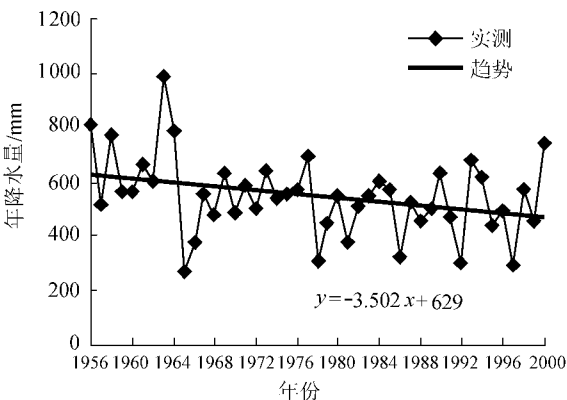


图7 漳卫河平原年降水量变化过程

值 ,超出了 95% 的置信区间 ,因此 ,可以认为线性变化趋势明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -2.08 ,小于临界值 -1.96 ,因此 ,拒绝零假设 ,减少趋势明显。由  $Z_K$  值的变化过程可以看出 ,该地区从 1977 年开始 ,年降水量减少明显 ,1982 年前后超出了临界值 ,1986 年后年降水量进一步减少 ,并在较低的降水量值范围内波动。

## 2.6 马颊河平原

马颊河平原多年年平均降水量 547.7 mm ,降水量平均每 10 a 减少 0.7 mm ,其趋势线方程见图 8 线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -2.15 ,超出了置信区间 ,线性变化趋势明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -2.40 ,为各分区的最大值 ,小于临界值 -1.96 ,因此 ,拒绝零假设 ,呈趋势变化明显。由  $Z_K$  值的变化过程可以看出 ,该地区从 1977 年开始 ,年降水量减少明显 ,1981 年超出了临界值 ,1981 年后年降水量均明显减少。

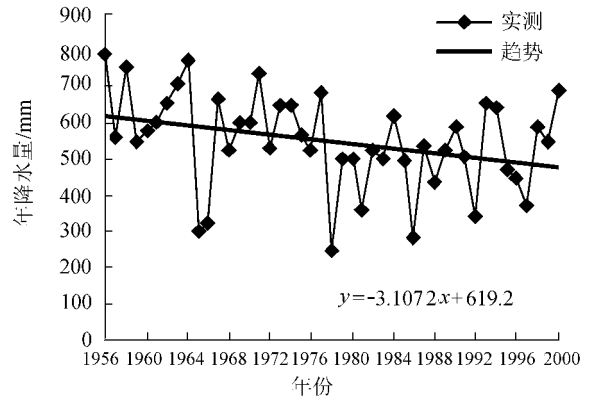


图8 马颊河平原年降水量变化过程

## 3 结 论

a. 邯郸地区各水资源分区年降水量均呈减少趋势 ,整个地区平均每 10 a 减少 0.6 mm ,线性趋势检验统计量  $Z_L$  为 -1.58 ,在置信区间之内 ,线性变化趋势不明显。该区域内的 Mann-Kendall 检验统计量  $Z_K$  为 -0.96 ,在临界值以内 ,即无明显变化 ,但各水资源分区的变化过程存在差异性 ,年降水量变化的空间分布不一致。

b. 1980 年前后年降水量的均值有明显减少。这与文献 [7-8] 中海河流域径流变化的趋势的结论相一致。其原因是黑龙港平原处于海河流域的上游 ,黑龙港平原的年降水量减少。这也从侧面揭示了海河流域径流减少的原因。

c. 漳河山区、滏阳河山区、滏西平原、漳卫河平原等区域平均海拔都在 100 m 以上 ,而黑龙港平原及马颊河平原的平均海拔在 100 m 以下。这几个水

资源分区中,黑龙港平原及马颊河平原变化趋势明显,超出了临界值,其他区域变化趋势不明显,可以认为区域年降水量的变化趋势与区域的平均海拔高度有关。

#### 参考文献:

[1] 丁晶,邓育仁.随机水文学[M].成都:成都科技大学出版社,1988.  
[2] 覃爱基,陈雪英,郑艳霞.宜昌径流时间序列的统计分析[J].水文,1993,13(5):15-21.  
[3] YUE S, PILON P, CAVADIAS G. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series[J]. Journal of Hydrology, 2002, 259:254-

271.

[4] 吴师,高嵩嵘.安徽省地表水水质变化趋势分析[J].水资源保护,2006,22(5):74-76.  
[5] 李俊峰,盛东,程晓如,等.玛纳斯河流域水质变化趋势分析[J].水资源保护,2008,24(4):10-13.  
[6] 刘攀,郭生练,肖义,等.水文时间序列趋势和跳跃分析的再抽样方法研究[J].水文,2007,27(2):49-53.  
[7] 刘春臻,刘志雨,谢正辉,等.近50年海河流域径流的变化趋势研究[J].应用气象学报,2004,15(4):385-393.  
[8] 张建云,章四龙,王金星,等.近50年来中国六大流域年际径流变化趋势研究[J].水科学进展,2007,18(2):230-234.

(收稿日期 2008-10-15 编辑 陈吉平)

(上接第11页)

[3] 尚银生,吴有志,宋尚孝.水库水源保护区划分方法初探[J].山西水利科技,1999(1):44-46.  
[4] 王晓燕,王晓峰,汪清平,等.北京密云水库小流域非点源污染负荷估算[J].地理科学,2004,24(2):227-231.  
[5] WISCHMEIER W H, SMITH D D. Rainfall energy and its relationship to soil loss[J]. Transactions of American Geophysical Union, 1988, 39(3):285-291.  
[6] 张力.为畜禽排污现状十分惊人,正成为中国新的污染大户破题“养殖业与种植业要破镜重圆”[J].中国动物保健,2007(9):59-61.  
[7] 吴淑杭,姜震芳,俞清英.禽畜粪便污染现状与发展趋势[J].上海农业科技,2002(1):9-10.  
[8] 苏杨.我国集约化畜禽养殖场污染问题研究[J].中国生态农业学报,2006,14(2):15-18.

[9] 贾玉霞.规模化畜禽养殖环境影响及主要防治问题[J].环境保护科学,2002,28(6):42-47.  
[10] 赵虹,韩永升.沈阳市畜禽养殖环境污染分析及防治对策[J].环境保护科学,2007,33(4):118-120.  
[11] 刘凌岩,王红军.大伙房水库上游禽畜业污染现状及其防治对策[J].环境保护科学,2002,28(3):21-22.  
[12] 李学灵,刘新媛,马岳雄,等.珠江流域片水资源保护规划报告[R].广州:水利部珠江水利委员会,2001:65.  
[13] 洪晓瑜,逢勇,黎曼.近似解模型在太湖藻类浓度场求解中的应用[J].河海大学学报:自然科学版,2005,33(1):41-44.  
[14] 韩菲,陈永灿,刘昭伟.湖泊及水库富营养化模型研究综述[J].水科学进展,2003,14(6):785-791.  
[15] 张征,沈珍瑶,邵景力,等.环境评价学[M].北京:高等教育出版社,2004:198.

(收稿日期 2008-11-05 编辑 徐娟)

(上接第15页)入流的处理。与其他河网地区河道相比,太浦河旁侧入流量很大,超过了东太湖来水水量,如何处理旁侧入流对干流水环境容量计算结果的影响是较关键的问题。笔者提出的“控制污染负荷量”的概念为解决这个问题提供了新的思路。③河道不均匀混合系数的确定。由于采用分段零维公式计算,不可避免地会带来由于污染物不均匀混合造成的误差,因此,必须对结果进行修正。

#### 参考文献:

[1] 翟淑华,张红举.人工调控河道水环境容量计算研究

[C]//黄真理.中国环境水力学,2006.北京:中国水利水电出版社,2006:46-52.

[2] 张红举.感潮河流水环境容量计算方法探讨[C]//房玲娣.水资源管理创新理论与实践.北京:中国水利水电出版社,2006:495-501.  
[3] 程文辉,王船海,朱琰.太湖流域模型[M].南京:河海大学出版社,2006:117-176.  
[4] 孙卫红,姚国金,逢勇.基于不均匀系数的水环境容量计算方法探讨[J].水资源保护,2001,17(2):25-26.

(收稿日期 2008-12-30 编辑 陈吉平)