

黄河下游河流纵剖面平行 抬升的统计检验*

贾 绍 凤

(中国科学院 地理研究所)
国家计划委员会

提 要: 河流纵剖面变化可视为随机过程, 它既包括趋势成分, 又包括周期成分和随机成分。以前用一时段内的纵剖面升降分布来判断是否具有趋势性平行抬升的方法存在问题。因为这种时段纵剖面升降分布所包含的随机成分很大, 不能用以直接判断纵剖面的趋势变化特征。对黄河下游纵剖面的趋势变化比随机变化低两个数量级的情况, 更是如此。获得纵剖面趋势变化特征信息的好方法是滑动平均。另外, 还可以用统计学方法进行检验。如果纵剖面确为平行抬升, 则应有下列结论成立: 1) 各断面多年平均水位升高值 (或河床升高值) 相等; 2) 任意两断面间的高程差都为常数。本文对此进行了统计检验, 并得出了在一定的精度要求内, 黄河下游河流纵剖面确有平行抬升的趋势的结论。

主题词: 黄河下游 河流纵剖面 平行抬升 统计检验

分 类: (中图法) P931.1 (科图法) 57.1512

1 问题的背景

关于黄河下游河流纵剖面是否平行抬升的争论由来已久。但令人奇怪的是平行抬升论的支持者和反对者所依据的都是黄河下游河流纵剖面变化的实际资料, 甚至还存在平行抬升论者正是从平行抬升论的反对者所整理的资料中得出平行抬升的结论的情况。大家所采用的资料一般都是河床高程、滩面高程和同流量水位变化数据。而且大家也都是用某两个年份的纵剖面相比较的方法来判断河流纵剖面是否平行抬升。例如张仁等^[1]统计了历年汛后 3000m³/s 流量相应的水位值, 绘制纵剖面图, 发现 30 年代的点子基本上都落在 1952 年的纵剖面曲线上, 而 1952 年的纵剖面形态又与 1975 年十分相似, 据此说明黄河下游河流纵剖面从 30 年代

本文 1992 年 9 月 3 日收到, 1993 年 10 月 21 日收到修改稿。

* 国家自然科学基金资助项目。

到 50 年代再到 70 年代都是平行抬升的。王恺忱^[2]则根据滩面高程的变化及其与河口延伸的关系,说明从 1935 年到 1976 年黄河下游河流纵剖面是平行抬升的,而且这种抬升完全是由河口延伸引起的。尹学良^[3]利用同样的同流量水位数据来证明黄河下游河流纵剖面不存在平行抬升的现象。他计算了一些时段的各站水位变化值(见表 1),认为各个时段的水位升降分布极不一致,看不出什么平行抬升的现象,找不出什么近似的趋向或规律。显然他们用同样的方法和同样的资料,但得出了完全对立的结论。

表 1 黄河各站汛前同流量(1500m³/s)水位升高值

Raiaing of water level (Q=1500m³s ⁻¹) in 5-year periods 单位: m						
站 名	时 间	水 位 变 值				
		1954—1959	1959—1964	1964—1969	1969—1974	1974—1979
裴 峪						-1.32
官 庄 峪						0.82
花 园 口		-0.08	-1.28	0.85	0.57	-0.74
夹 河 滩		0.38	-0.76	0.36	1.75	-0.08
高 村		0.74	-0.55	0.33	1.22	-0.24
苏 酒 庄		0.46	-0.35	0.12	1.49	0.18
孙 口		0.08	0.47	-0.23	1.28	0.45
艾 山		-0.19	-0.35	0.44	1.56	0.10
洛 口		-0.57	-0.07	0.62	1.87	0.02
张 肖 堂		-0.28	0.02	0.39	1.36	0.08
利 津		-0.38	0.81	0.24	1.05	-0.11
一 号 坝				0.09	0.79	-0.09
						0.10
						0.88

黄河下游河流纵剖面是否平行抬升,关系到对黄河下游河流纵剖面调整模式和调整规律的认识,关系到治黄战略及策略的确定,因而是一个非常重要的问题。因此本文试图说明出现上述论证方法相同、所用资料相同、但结论却相反的矛盾的原因,并给出较严密的可靠的平行抬升的统计判定方法和标准。

2 河流纵剖面变化是一随机过程

在来水来沙、河床周界、侵蚀基准面确定的情况下,河流纵剖面的变化基本上就是一个确定的过程。但是,由于来水来沙的随机性,河流纵剖面的变化也可视为一随机过程。这里的随机过程意指包含着随机成分。此外,随机过程中也包含着趋势成分和周期成分。用数学式表示即为:

$$Z(x,T)=D(x,T)+W(x,T)+\epsilon(x,T)+Z(x,0)$$
 (1)

这里: X、T 分别为距离和时间, Z 为纵剖面高程, D、W、ε 分别表示纵剖面高程的趋势变化部分、周期变化部分和随机变化部分。上式表示成差分形式则为:

$$\Delta Z = \Delta D + \Delta W + \Delta \epsilon \quad (2)$$

我们先来说明河流纵剖面变化的趋势成分与随机成分及周期成分的变化特征的差异。一般而言，趋势成分的时间变率要远小于随机成分和周期成分的时间变率。例如对黄河下游而言，趋势变化的量值每年不过几厘米，而随机变化及周期变化的量值每年可达数米，相差两个数量级。所以对于较短的差分时段 ΔT 而言，(2) 式中的 ΔD 可以忽略，即：

$$|\Delta D| \leq |\Delta W + \Delta \epsilon| \quad (3)$$

$$\Delta Z \approx \Delta W + \Delta \epsilon \quad (4)$$

因此，对于较短的时段 ΔT (比如几年或几十年)，时段纵剖面升降值 ΔZ 更主要地反映了周期变化成分和随机变化成分，而几乎反映不出趋势变化。因而纵剖面上 ΔZ 的分布很不均匀、相差较大且没有规律也是很自然的，因为对于短时段 ΔZ 正反映了纵剖面的随机变化。这也正是尹学良先生在表 1 中计算出的结果没有规律的原因。

随着差分时段 ΔT 的延长，趋势成分的累积作用会越来越明显，即 (2) 式中的 ΔD 的作用会增大而不能忽略，以至在 ΔT 足够长时反而可以忽略 (2) 式中的 ΔW 和 $\Delta \epsilon$ 。对于黄河下游河流纵剖面而言，因为趋势成分的时间变率远小于随机成分，即使计算时段达几十年 (比如说 30 年)，计算出的时段纵剖面升降分布也不一定能反映出趋势性的规律。事实正是如此，并不是任选两个间隔 30 年的年份计算出的时段纵剖面升降分布都能呈现出平行抬升的规律，而是只有少数几个年份组合能显示出平行抬升的现象。这就不能不使人怀疑即使偶而有几个年份组合显示出纵剖面平行变化，也不过是一种巧合。这或许正是平行抬升论者用某几个年份的纵剖面资料相比较所论证的平行抬升结论还不能使所有人信服的主要原因，因为从理论上说这种论证方法确乎不很完善。当然，如果具有很长的 (比如说几百年或上千年) 时间系列资料，即可以采用很长的计算时段 ΔT ，以使 (2) 式中 ΔD 的量值远超过 $\Delta W + \Delta \epsilon$ ，那么，采用这种方法就可以得出可行的结论了。但遗憾的是我们没有这样长的历史资料。

总之，由于黄河下游河流纵剖面变化可视为一随机过程，而且其趋势成分的量值远小于周期成分和随机成分，在时段较短时，不能用简单的两个时段的纵剖面相比较的方法来判断纵剖面的趋势变化特征。因此，用这同一种方法所得出的“平行抬升”的结论和“不是平行抬升”的结论都不能令人完全信服。这也就是说，平行抬升论的支持者和反对者之所以用同样的论证方法、用同样的资料却得出完全相反的结论，是因为论证方法有问题。

既然河流纵剖面变化是一随机过程，就应根据随机过程的特点，用统计量表示其变化特征，用假设检验的方法检验其变化特征。

3 平行抬升的统计判定标准

3.1 滑动平均值

为识别随机过程的趋势成分，可进行滑动平均处理，滤除短历时干扰，提取长历时趋势成分。对于等时段离散随机过程，有下列形式的滑动平均分式：

$$\bar{Z}_i = \sum_{j=i-k}^{i+k} \alpha_j Z_j \quad (5)$$

其中, \bar{Z}_i 为对应 T_i 时的滑动平均值, α_i 为权重系数。对于线性趋势变化有:

$$\alpha_i = \frac{1}{2k+1} \quad (6)$$

$(2k+1)$ 为滑动平均时间长度。

显然, 当 $(2k+1)$ 较大时, 随机成分和周期成分的累积平均会趋近于零, 趋势成分会显示出来。用信息处理的术语来说, 就是滑动平均具有阻止短波通过、而允许长波通过的作用。

我们取 10 年为滑动平均的时间长度, 计算了黄河下游若干站的几个时段同流量水位平均值 (表 2)。不同时段的水位平均值之差即近似为河流纵剖面的趋势变化。显然, 表 2 中的④、⑤、⑥栏所示的水位升降分布比表 1 中的时段水位升降分布具有较强的规律性。表 1 中的时段水位升降有正有负, 趋势不明显; 表 2 中的④、⑤、⑥栏所示的两个时段的平均水位之差却显示出明显的整体抬升趋势。如果以水位差在平均值周围波动的幅度为 $\pm 0.60\text{m}$ 为判定平行抬升的精度要求, 即可由表 2 判定黄河下游河流纵剖面是平行抬升的。反之, 若以更高的精度要求 (如 $\pm 0.20\text{m}$) 为判定标准, 则不能由表 2 得出平行抬升的结论。可见, 平行抬升的判定还与精度要求有关。以前关于平行抬升的争论, 很少把它与精度联系起来, 实为偏颇。

表 2 同流量 ($3000\text{m}^3/\text{s}$) 水位的滑动平均及趋势变化

Mean Value of Water level and its change 单位: m

站 名	①	②	③	④	⑤	⑥
	1950~1959	1965~1974	1975~1984	②-①	③-②	③-①
花园口	91.619	92.115	92.581	0.496	0.466	0.962
高 村	60.135	60.944	61.745	0.809	0.801	1.610
艾 山	38.283	38.643	39.839	0.360	1.296	1.556
洛 口	27.148	28.332	29.338	1.184	1.005	2.190
利 津	11.184	12.385	12.765	1.201	0.380	1.581

以上所采用的 10 年滑动平均时间长度犹显短。可以相信, 滑动平均时间长度越长, 提取的趋势变化特征信息将越明显。但黄河下游只有 40 余年的同流量水位历史系列资料, 不允许将滑动平均时间长度取得很长。所以下面我们将采用其它统计学方法来提取纵剖面随机过程的趋势性特征信息。

3.2 不同站间同流量水位差的常数检验

如果假设河流纵剖面是平行抬升的, 则可断定纵剖面上任两站之间的同流量水位差应为常数。在随机因素干扰下, 这一水位差应服从均值为 μ 的正态分布^[4]:

$$\Delta Z = \mu + \epsilon \quad (7)$$

式中 ΔZ 表示某两站间的落差, ϵ 为随机项。在此条件下, 统计量

$$t = \frac{(\overline{\Delta Z} - \mu) \sqrt{N}}{S_{\Delta Z}} \quad (8)$$

服从自由度为 $N-1$ 的 *Student* 分布。这里 N 为样本容量, $\overline{\Delta Z}$ 为样本均值, $S_{\Delta Z}$ 为经验方差。 μ 值需用更长的样本来估计。

用统计量算式 (8)，可以对上述落差为常数的假设进行检验。对于双尾检验，当显著水平为 α 时，如果满足：

$$|t| = \frac{|\overline{\Delta Z} - \mu| \sqrt{N}}{S_{\Delta Z}} > t_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

(9)

则上述假设不成立，即纵剖面上两站间的落差为常数的假设不能接受，因而平行抬升的假设也不成立。

在此，我们用 1950~1985 年共 36 年的长系列估算落差平均值 μ ，检验 1970~1979 年的短系列是否满足落差为常数的假设。有关 μ 、 $\overline{\Delta Z}$ 、 $S_{\Delta Z}$ 及 $|t|$ 的计算结果见表 3。从表 3 可以看出，对于 1970~1979 年系列，花园口与利津同流量水位差在 $\alpha \leq 0.05$ 时通过常数假设检验；

表 3 水位差的“Student”检验

‘Student’ test of the difference of Water level

河 段	μ	$\overline{\Delta Z}$	$S_{\Delta Z}$	$ t $	$t_{1-\frac{\alpha}{2}}$				
					$\alpha=0.01$	0.02	0.05	0.10	0.20
花园口—利津	79.971	79.762	0.319	2.072					
高村—利津	48.844	48.697	0.170	2.734	3.25	2.82	2.26	1.83	1.38
艾山—利津	26.825	26.743	0.236	1.099					
洛口—利津	16.074	16.249	0.221	2.504					

注： μ 根据 1950~1985 年长系列估计，检验系列为 1970~1979， $N=10$ ， t 分布的自由度为 9。

若 $|t| = \frac{|\overline{\Delta Z} - \mu| \sqrt{N}}{S_{\Delta Z}} > t_{1-\frac{\alpha}{2}}$ 则拒绝假设，反之则不能拒绝。

高村与利津水位差在 $\alpha \leq 0.02$ 水平上通过常数假设检验；艾山与利津水位差在 $\alpha \leq 0.20$ 时通过常数假设检验；洛口与利津在 $\alpha \leq 0.02$ 时通过常数假设检验。所以当 $\alpha \leq 0.02$ 时，以上几个河段的水位差均通过了常数假设检验。说明在 $\alpha < 0.02$ 水平上，可以接受黄河下游河流纵剖面平行抬升的假设。

这里 $\alpha=0.02$ 水平，对应的置信度为 98%，置信区间为：

$$|\overline{\Delta Z} - \mu| \leq t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot S_{\Delta Z} / \sqrt{N}$$

(10)

对花园口—利津河段： $|\overline{\Delta Z} - \mu| \leq 2.82 \times 0.319 / \sqrt{10} = 0.284$ (m)；

对高村—利津河段： $|\overline{\Delta Z} - \mu| \leq 2.82 \times 0.170 / \sqrt{10} = 0.152$ (m)；

对艾山—利津河段： $|\overline{\Delta Z} - \mu| \leq 2.82 \times 0.236 / \sqrt{10} = 0.210$ (m)；

对洛口—利津河段： $|\overline{\Delta Z} - \mu| \leq 2.82 \times 0.221 / \sqrt{10} = 0.197$ (m)。

这就是说，如果以 $\pm 0.284m$ 为精度要求，就有 98% 的把握接受花园口、高村、艾山、洛口、利津各站水位差为常数的假设，也就可以接受上述各站平行抬升的结论。

3.3 各站同一时段水位升降的常数检验

如果河流纵剖面是平行抬升的，则同一时段内各站的水位升降应相同，考虑随机性，各站的水位升降 ΔZ 应服从均值为 μ 的正态分布。这里 μ 为较长河段（如整个下游）的时段水位升降平均值。检验系列应为某一较短河段（如洛口—利津）的水位升降空间分布系列。除了上节的检验对象是时间系列，而本节的检验对象是空间系列之外，本节的检验方法与过程与

上节完全相同, 故此从略。结论也是相近的, 即在一定的精度范围内可以接受纵剖面平行抬升的假设。

3.4 任两站间逐年水位升降值的等均值检验

设 ΔZ_1 和 ΔZ_2 分别表示纵剖面上两个站的同流量水位年度变化值。如果河流纵剖面是平行抬升的, 则两站的多年平均水位升降值应相等, 即有 $\overline{\Delta Z_1} = \overline{\Delta Z_2}$ 。下面即对此假设进行检验。

根据统计理论, 从两个总体 x 和 y , 各抽取大小为 N_1 和 N_2 的样本, 由中心极限定理知, 样本均值近似地为正态分布, 其方差为:

$$\sigma^2(\bar{x}) = \frac{1}{N_1} \sigma^2(x) \quad (11)$$

$$\sigma^2(\bar{y}) = \frac{1}{N_2} \sigma^2(y) \quad (12)$$

它们由下两式估计:

$$S_x^2 = \frac{1}{N_1(N_1-1)} \sum_{j=1}^{N_1} (x_j - \bar{x})^2 = \frac{1}{N_1} S_x^2 \quad (13)$$

$$S_y^2 = \frac{1}{N_2(N_2-1)} \sum_{j=1}^{N_2} (y_j - \bar{y})^2 = \frac{1}{N_2} S_y^2 \quad (14)$$

同时, 两个样本的均值之差, 即

$$\Delta = \bar{x} - \bar{y} \quad (15)$$

也接近正态分布, 并有

$$S_\Delta^2 = S_x^2 + S_y^2 \quad (16)$$

在等均值假设条件下, 还认为 $\sigma^2(x)$ 和 $\sigma^2(y)$ 完全相同, 且其最好的估计量可用 S_x^2 和 S_y^2 加权平均:

$$S^2 = \frac{(N_1-1) S_x^2 + (N_2-1) S_y^2}{N_1 + N_2 - 2} \quad (17)$$

用此最优估值代替 (13)、(14) 中的 S_x^2 和 S_y^2 , 得:

$$\begin{aligned} S_x^2 &= \frac{1}{N_1} S^2 \\ S_y^2 &= \frac{1}{N_2} S^2 \\ S_\Delta^2 &= \frac{N_1 + N_2}{N_1 N_2} S^2 \end{aligned} \quad (18)$$

可以证明商

$$\frac{\Delta}{S_\Delta} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{S_\Delta} \quad (19)$$

服从自由度为 $f = N_1 + N_2 - 2$ 的 *Student* 分布。可用此检验均值假设 $\hat{x} = \hat{y}$ (\hat{x} 、 \hat{y} 分别表示 x 、 y 的总体均值) 的真实性。

如果

$$|t| = \frac{|\bar{x} - \bar{y}|}{S_\Delta} > t_{1-\frac{1}{2}\alpha} \quad (20)$$

则等均值的假设必须被拒绝。

采用上述检验方法，我们对花园口、高村、艾山、洛口与利津等站进行了逐年 $3000m^3/s$ 同流量水位升降值的等均值检验（见表 5、表 6）。表 5 给出了各站的逐年水位变化值及均值、方差；表 6 给出了统计量 $|t|$ 的计算值。由表 6 可见，计算出的 $|t|$ 值均小于 1.0，而对于 $\alpha \leq 0.2$ ，全部 $t_{1-\frac{1}{2}\alpha}$ 均大于 1.0，所以 $|t| < t_{1-\frac{1}{2}\alpha}$ ，水位逐年升降的等均值假设不能被拒绝。因而可以认为河流纵剖面是平行抬升的。

表 5 黄河下游逐年水位变化值
The change of Water level in lower Yellow River

年 份	花园口	高 村	艾 山	洛 口	利 津
1950	—	—	—	—	—
1951	0.24	−0.23	0.41	0.15	0.28
1952	0.03	0.31	0.20	0.12	0.16
1953	0.58	−0.07	−0.10	−0.02	0.35
1954	−0.09	0.65	0.30	−0.15	−1.24
1955	−0.18	0.03	0.02	−0.05	−0.01
1956	0.09	0.04	−0.16	−0.23	0.15
1957	−0.01	0.31	−0.24	0.12	0.09
1958	0.10	0.35	−0.22	−0.39	−0.10
1959	0.16	−0.41	0.40	0.30	0.49
1960	0.29	0.19	−0.05	0.41	0.12
1961	−0.68	−0.14	−0.05	0.14	0.14
1962	−0.71	−0.23	−0.25	−0.45	−0.16
1963	−0.14	−0.34	−0.45	−0.10	0.15
1964	0.23	−0.62	0.00	−0.28	−0.12
1965	0.58	0.44	0.15	0.13	0.43
1966	0.14	0.45	0.00	0.20	0.15
1967	−0.02	0.03	0.15	0.20	−0.05
1968	−0.35	0.11	0.23	0.34	−0.05
1969	0.17	0.27	0.27	0.31	0.15
1970	0.92	0.40	0.50	0.25	0.20
1971	0.40	0.22	0.34	0.50	0.27
1972	−0.06	0.10	0.41	0.37	0.15
1973	0.15	0.35	0.20	0.33	0.29
1974	−0.15	0.08	0.01	0.36	0.24
1975	−0.26	−0.37	−0.26	−0.36	−0.10
1976	−0.01	−0.52	−0.10	−0.45	−0.90
1977	−0.41	0.53	0.05	0.10	0.30
1978	0.62	0.33	0.28	0.30	0.37
1979	0.32	0.11	0.17	0.30	0.40
1980	−0.03	0.24	−0.10	−0.10	−0.17
1981	−0.33	0.05	−0.03	0.14	−0.57
1982	−0.17	−0.40	−0.09	0.04	0.02
1983	−0.05	−0.03	0.03	−0.33	−0.17
1984	0.00	−0.34	−0.26	−0.17	−0.23
1985	−0.04	0.33	0.20	0.35	0.05
平均值	0.03860	0.06139	0.06000	0.06389	0.03000
S _x 、S _y	0.33708	0.31677	0.22679	0.26798	0.34914

表 6 各站水位升降的等均值检验
The test of equal mean value of water level annual change

对 比 站	花园口—利津	高村—利津	艾山—利津	洛口—利津
$ \Delta = \bar{x} - \bar{y} $	0.00860	0.03139	0.03000	0.03389
$S^2 = \frac{(N_1-1) S_1^2 + (N_2-1) S_2^2}{N_1+N_2-2}$	0.11776	0.11112	0.08667	0.09686
$S_{\Delta}^2 = \frac{N_1+N_2}{N_1N_2} S^2$	0.00673	0.00635	0.00495	0.00553
S_{Δ}	0.08203	0.07969	0.07037	0.07440
$ t = \frac{ \Delta }{S_{\Delta}}$	0.1048	0.3939	0.4263	0.4555

注： $N_1=N_2=35$ ， $f=68$ ， 当 $\alpha=0.2$ 时， $t_{1-\frac{1}{2}\alpha}=1.29$

以上当 $\alpha=0.20$ 时，置信度为 80%，置信区间：

$|\Delta| = |\bar{x} - \bar{y}| < t_{1-\frac{1}{2}\alpha} \cdot S_{\Delta} = 1.29 \times 0.08203 = 0.106 \text{ (m)}$

当 $\alpha=0.10$ 时，置信度为 90%，置信区间为：

$|\bar{x} - \bar{y}| < 1.71 \times 0.08203 = 0.140 \text{ (m)}$

当 $\alpha=0.05$ 时，置信度为 95%，置信区间为：

$|\bar{x} - \bar{y}| < 2.11 \times 0.08203 = 0.173 \text{ (m)}$

当 $\alpha=0.02$ 时，置信度为 98%，置信区间为：

$|\bar{x} - \bar{y}| < 2.63 \times 0.08203 = 0.216 \text{ (m)}$

当 $\alpha=0.01$ 时，置信度为 99%，置信区间为：

$|\bar{x} - \bar{y}| < 3.04 \times 0.08203 = 0.249 \text{ (m)}$

这里的置信区间和置信度的具体含义是河流纵剖面上两个站的年水位变化平均值之差位于置信区间之内的概率。以上述各组置信区间和置信度为标准，就所分析的花园口、高村、艾山、洛口、利津各站而言，可以断定黄河下游河流纵剖面是平行抬升的。

4 小结

(1) 由于河流纵剖面变化是一随机过程，它包括趋势变化、周期变化、随机变化各种成分，而且周期成分和随机成分的时间变率比趋势成分大几个数量级，因此不能用简单的时段升降分布判定纵剖面的趋势变化是否平行抬升。这是因为，这种时段升降分布受随机成分的干扰大，不能很好地反映纵剖面的趋势变化。因此我们既不能在这种时段升降分布不一致时否定纵剖面有平行抬升的趋势（因为这种升降分布本来就主要是由随机成分控制的），也不能在这种分布有时表现出较好的一致性时就得纵剖面平行抬升的必然结论（因为这很可能只是一种特例和巧合）。以前，所以能从同样的纵剖面变化资料中分析得出了完全对立的结论，正是犯了上述的错误。由于所选时段的不同，大多数时候计算出的时段升降分布是不一致的，但也有计算出的时段升降分布较一致的时候，于是有些学者根据前者反对平行抬升论，另一

些学者则根据后者坚持平行抬升论。实际上，他们所用的判断方法都存在缺陷。正确的判断方法应是排除随机因素的干扰，提取纵剖面的趋势变化信息而加以判断。

(2) 提取随机过程的趋势变化信息的好方法是滑动平均。滑动平均时间长度越大，趋势变化就表现得越清楚。

(3) 河流纵剖面是否平行抬升的判定也是相对的，它与所要求的精度或所允许的偏差有关。例如两站的水位差在近似平行抬升条件下应接近正态分析，其均值为 μ ，标准方差为 σ 。当我们定义平行抬升的标准为：两站的水位差在均值附近的摆动不超过 e (e 为正数) 时，若 $e=3\sigma$ ，则水位差在允许范围内的概率 $P(|\Delta Z - \mu| \leq 3\sigma) = 99.8\%$ ，我们就可以很有把握地判断纵剖面是平行抬升的；若 $e=2\sigma$ ，水位差满足精度要求的概率仍达 95.4% ，我们仍有较大的把握判定纵剖面是平行抬升的；而若 $e=\sigma$ ，则 $P(|\Delta Z - \mu| \leq \sigma) = 68.2\%$ ，在此精度要求下，平行抬升的可信度已大为降低。这就要求平行抬升的判定不能仅停留于是或不是的很模糊的描述，还应有数量标准。

(4) 本文从黄河下游河流纵剖面的滑动平均变化趋势、不同站间同流量水位差的常数检验、同一时段内各站水位升降的常数检验、任两站间逐年水位变化系列的等均值检验几个方面来判定黄河下游河流纵剖面是否平行抬升，并得出以下结论：1) 若以 10 年滑动平均水位升降分布的误差 $\pm 0.60m$ 为标准，可以判定黄河下游河流纵剖面是平行抬升的。2) 在 $\alpha \leq 0.02$ 水平上，相当于置信区间为 $\pm 0.284m$ ，置信度为 98% ，1970~1979 年花园口—利津、高村—利津、艾山—利津、洛口—利津的水位差系列通过常数假设检验，也即可以认为黄河下游河流纵剖面是平行抬升的。这里的置信区间 $\pm 0.284m$ ，指的是 1970~1979 年 10 年系列水位差平均值与长系列平均值的偏差范围。3) 在 $\alpha \leq 0.20$ 水平上，花园口、高村、艾山、洛口、利津各站的水位逐年变化系列 (1950~1985 年) 均通过了等均值检验。等均值假设成立则说明河流纵剖面是平行抬升的。

参 考 文 献

- [1] 张仁等. 废黄河的淤积形态和黄河下游持续淤积的主要原因. 泥沙研究, 1985, (3).
- [2] 王恺忱. 黄河河口与下游河道的关系及治理问题. 泥沙研究, 1982, (2).
- [3] 尹学良. 黄河下游平衡纵剖面的塑造. 左大康主编: 黄河流域环境演变与水沙运行规律研究文集. 地质出版社, 1991.
- [4] [德] 西格蒙特·布兰特著. 莫梧生译: 数据分析中的统计和计算方法. 国防工业出版社, 1983.

ON THE STATISTICAL TEST OF THE PARALLEL RAISING OF THE PROFILE OF THE LOWER REACH YELLOW RIVER

Jia Shaofeng

(The Institute of Geography, Chinese Academy of Sciences and
State Planning Commission.)

Subject terms: Lower Reach Yellow River, river profile, parallel raising, statistical test

Abstract

The raising of river profile can be regarded as a stochastic process. The parallel raising of river profile means that the trend in the process is parallel. Whether the profile raising is parallel or not should be decided according to its trend raising and should not be judged according to its total or random raising. MA (moved average) model can be used to obtain the information of the trend raising of the river profile.

If the raising of profile is parallel, there will be following situations: 1. The difference of water levels between two sites along the profile should be a constant u ; 2. The mean value of the annual raising of water levels at all sites along the profile should be equal. All these propositions are examined by using statistical test methods (student test). Such conclusion is obtained that the trend raising of the profile of the lower reach Yellow River is parallel (from Huayuankou to Lijin).

新书出版消息

《黄河流域环境演变与水沙运行规律研究》一书,为1988—1992年国家自然科学基金重大项目的研究成果,由叶青超先生主编。全书内容新颖,共分九章,即诸论,流域环境与水沙特性,历史时期黄河流域环境变迁与水沙变化,黄土高原土壤侵蚀产沙规律,人类活动对土壤侵蚀的影响,干流水沙运行规律与下游河道输沙能力,干流沉积环境演化与河床演变规律,流域环境、水沙和河道演变发展趋势,流域综合治理开发方向。附图71幅,约40万字。该书最大的特色是把流域环境演变和水沙运行规律紧密结合起来开展的综合研究,内容全面系统;充分发挥了多学科、多部门联合协作研究的优势,较好地回答了一系列重大科学问题。研究中除着眼于当前一些问题外,还对2000年以后减少入黄泥沙前景、延长黄河下游河道寿命的途径、流域综合治理与开发方案进行了重点阐述。该书在我国大江大河研究领域中具有鲜明特色,对世界各国江河研究亦有重要参考价值。该书由山东科学技术出版社编辑出版,预计今年10月前后正式出版发行,精装本每册约40元,单位和个人欲购者,可与出版社联系(邮编250002,济南市玉函路16号)。