

# 珠江三角洲的水位变化趋势及其本征模型\*

杨清书

(中山大学河口海岸研究所 广州 510275)

**提要** 根据一元线性回归分析的正则方程计算了高频扰动对确定海平面变化趋势的切实影响。结果表明,在验潮记录较短的客观条件下,高频扰动对趋势项的影响是显著的,其中影响最显著的高频带是  $f \geq 0.0208$  cpm(circle per month),即对应的周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动。探讨用最平滤波器对月均验潮序列进行低通数字滤波消除高频扰动的影响,由低通序列一元线性回归分析来估算珠江三角洲各站近 30 a 来的水位变化率。应用经验正交函数(EOF)分析珠江三角洲水位变化的时空特征及计算其区域水位变化趋势,EOF 分解表明,珠江三角洲水位变化总体呈上升趋势,区域水位的平均变化率为  $2.3 \text{ mm/a}$ 。

**关键词** 珠江三角洲,相对水位变化,高频扰动,低通数字滤波

\* 许多学者对珠江三角洲水位及口外海平面变化进行了研究,但对水位上升率的估算结果相差很远,除了验潮观测本身存在的客观因素外,还有两个原因,一是选用潮位记录的时段不同;二是数据处理方法不同,对于仅有 20 至 30 多年的短序列,由于受高频扰动的影响,采用不同的时间序列,如月均序列、年均序列、几年至十几年的滑动平均序列,其线性回归分析结果在量级上相差甚远。珠江三角洲多数验潮站比较精确的连续验潮观测仅有 30 多年的历史,因此,研究高频扰动对确定海平面变化趋势的影响,不仅具有理论意义,而且对用短序列验潮资料确定海平面的变化趋势具有应用价值。本文应用经验正交函数描述珠江三角洲水位的时空变化及估算其区域水位的平均变化率。

## 1 资料和方法

### 1.1 区域概况及资料来源

珠江三角洲近河口区是弱潮型河口,河汉纵横交错,入海口门多达 8 处,在八大口门中,涨落潮量虎门居首位,分别为  $2.288 \times 10^8 \text{ m}^3$  和  $2.891 \times 10^8 \text{ m}^3$ ,多年平均山潮比以虎门最小为 0.25,磨刀门最大为 5.5<sup>[1]</sup>。

本文收集有珠江三角洲 10 个验潮站 1960~1988 年的验潮记录,取自《珠江流域水文资料》,其中赤湾、三灶站的验潮记录始于 1965 年(各站分布图略)。

### 1.2 经验正交函数(EOF)

设有验潮序列  $X_i(j)$ ,  $i=1, 2, 3, \dots, M$ ;  $j=1, 2, 3, \dots, N$ ;  $M$  为空间点数;  $N$  是观测序列的长度,将原始记录转化成标准化序列  $A_{ij}$ 。

(1) 求相关矩阵

$$R(i, j) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N A_{ik} \cdot A_{kj}$$

用雅可比方法作旋转变换求相关矩阵的特征值  $\lambda_i$  和空间特征函数  $V_{kj}$

(2) 求时间特征函数

$$S(i, j) = \sum_{k=1}^N A_{ik} \cdot V_{kj}$$

(3) 通过第  $n$  个特征模(特征值)求比值

$$\lambda_n / \sum_{j=1}^M \lambda_j$$

便可计算每个模态在整个典型场中的相对重要性。

### 1.3 最平滤波器的设计

最平滤波器的频率响应函数见文献<sup>[4]</sup>,其冲激响应  $h(t)$ , ( $t=0, 1, 2, 3, \dots, 24$ ) 为: 0.047 99, 0.047 74, 0.046 98, 0.045 73, 0.044 03, 0.041 92, 0.039 45, 0.036 69, 0.033 71, 0.030 57, 0.027 34, 0.024 03, 0.020 87, 0.017 78, 0.014 82, 0.012 05, 0.009 51, 0.007 21, 0.005 17, 0.003 39, 0.001 88, 0.000 62,

\* 广东省重大科研项目,粤办函[1993]470号,海平面上升对广东沿海经济发展的影响与对策研究的子课题的部分成果。  
收稿日期:1997-01-08

- 0.000 39, - 0.001 19, - 0.001 78。滤波器是对称

的, 另一边冲激响应有  $h(-i) = h(i)$ 。

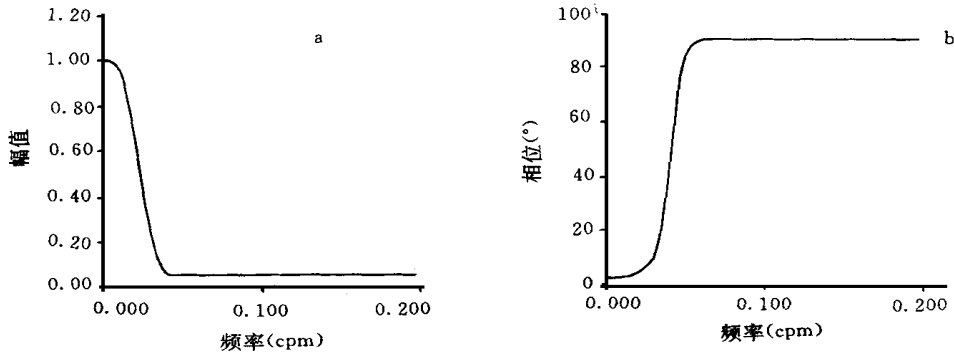


图1 最平滤波器的幅频响应特性(A)和相位特性(B)

Fig. 1 The response of amplitude and phase of the maximum flat filter

最平滤波器的幅频响应特性和相位特性见图1, 由图可以看出, 最平滤波器的幅频响应是较好的, 通带和阻带都是平的; 相位特性表明, 滤波后无相位变化, 最平滤波器的通带截止周期  $T_p = 4$  a, 即应用最平滤波器对月均验潮序列进行滤波, 能有效地消除周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动。

的趋势项相反, 因此在验潮记录较短的条件下, 即使是同一验潮站的资料, 由于高频分量的存在, 序列长度的微小变化即可导致趋势项的显著差异, 不消除高频扰动的影响, 其线性回归分析结果与真实的海平面变化趋势将有较大的差异。

#### 1.4 高频扰动的影响及其消除方法

##### 1.4.1 高频扰动对确定海平面变化趋势的影响

确定海平面的趋势性变化, 若采用一元线性回归分析  $X(t) = at + b$  来计算海平面变化的趋势项  $a$ , 根据一元线性回归分析的正则方程, 推导出海平面变化中的高频分量对趋势项  $a$  的影响。为分析短序列中高频扰动对趋势项  $a$  的影响, 亦即高频扰动对  $a$  的贡献量级与验潮记录长度的关系, 现构造一时间序列  $X(t)$ : 其趋势项为  $a$ , 平均海面为  $0.0$  mm, 现加入一高频扰动  $H \sin(2\pi t/T + \theta)$ , 即  $X(t) = a_0 \cdot t + H \sin(2\pi t/T + \theta)$ , 设海平面的变化趋势  $a_0$  为  $0.1$  mm/月, 高频扰动的周期  $T$  为  $5$  个月, 振幅  $H$  为  $10$  cm, 初相  $\theta$  为  $30^\circ$ ,  $t$  为时间,  $t = 1, 2, \dots, L$ ;  $L$  是序列长度(以月为单位), 根据一元线性回归分析的正则方程, 计算高频扰动在不同记录长度( $L$ )下对趋势项  $a$  的影响, 其结果如图2。由图可以看出: (1) 验潮记录的长度越长, 高频扰动对趋势项的影响越小, 回归系数  $a$  越接近设定的变化率  $a_0$ 。若序列中存在周期  $T$  为  $4$  a, 振幅为  $10$  cm 的单一高频分量, 当记录长度达  $50$  a 以上时, 其影响降至小于海平面变化的一个数量级以下, 而当验潮记录长度为  $20 \sim 30$  a 时(目前华南大多数验潮资料的长度), 高频扰动对趋势项的影响可达到目前海平面变化的量级, 其影响是显著的。(2) 高频扰动对趋势项的影响随验潮记录的长度作振荡性递减, 有时与设定

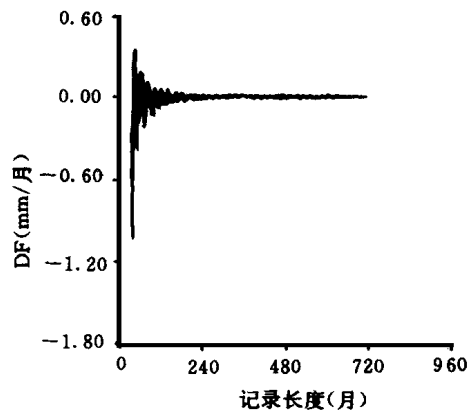


图2 高频扰动的影响与资料长度的关系

Fig. 2 Effects of high frequency components is the function of record length

##### 1.4.2 高频扰动影响的消除方法

消除高频扰动对趋势项的影响, 目的在于准确计算海平面的变化趋势。潮汐理论已经证明, 海平面变化中有若干比较显著的理论周期, 如黄立人等(1992)所称的7种固定周期, 其中周期较长的交点潮周期  $T = 18.61$  a, 根据珠江三角洲一些验潮资料的最大周期图分析, 其振幅  $H$  一般小于  $1$  cm, 按正则方程计算, 若序列长度为  $30$  a, 其对趋势项的影响量级约  $0.1$  mm/a, 周期稍短( $T = 9.3$  a、 $T = 8.85$  a)的波动对趋

势项的影响更小,而周期为 4 a 及更短的高频分量对趋势项的影响是显著的,即频率  $f \geq 0.0208$  cpm (对应周期  $T \leq 4$  a) 的高频分量对趋势项的影响较为显著。因此,应用最平滤波器进行滤波处理,消除周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动的影响,其低通序列线性回归分析确定的海平面变化趋势是可信的。

## 2 水位变化的经验特征模型及水位变化趋势

### 2.1 珠江三角洲单站的水位变化趋势

应用最平滤波器对珠江三角洲 10 个验潮站 1960~1988 年的月均验潮记录进行低通数字滤波,由低通序列线性回归分析确定各站水位的变化趋势,其结果见表 1。结果表明,有些验潮站如板沙尾、灵山,年均序列与低通序列的分析结果相差达数倍之多。

表 1 各验潮站不同处理序列的线性回归分析结果 (mm/a)

Tab. 1 Relative water level changes in the Pearl River Delta (mm/a)

站名	低通序列	月均序列	年均序列
赤湾 <sup>1)</sup>	0.6	1.2	0.5
三灶 <sup>1)</sup>	0.1	0.7	0.1
板沙尾	0.5	1.6	1.2
浮标厂	2.3	3.0	2.5
竹银	4.1	5.1	4.9
横门	3.6	4.2	3.9
黄埔	1.2	1.8	1.0
灵山	0.4	1.0	0.7
万顷沙西	2.6	2.1	2.9
灯笼山	3.1	3.8	2.5

1) 两站受径流影响较弱,基本上反映了相对海平面变化 (1967~1986 年); 使用最平滤波器滤波后原始资料对称损失 2 a; 低通序列回归分析的残差序列的白色性检验,其置信度  $\alpha = 0.05$ 。

### 2.2 水位变化的经验特征模型及区域水位变化率

应用经验正交函数分解的特征模态分析珠江三角洲水位变化的时空特征及其区域水位变化趋势。EOF 分解是从大范围观测资料中提取某一物理过程时空变化主要特征的有效方法,能高度概括珠江三角洲水位变化典型场特征,且 EOF 分解是由场本身的特性决定的,一定程度上减少了人为因素的影响,为消除高频扰动对典型场分解的影响,由低通序列进行 EOF 分解。

表 2 不同模态的特征值、贡献率及累积贡献率

Tab. 2 Eigenvalues, variances and accumulative total variances of different modes

模态	特征值	贡献率 (%)	累积贡献率 (%)
1	6.511	81.9	81.9
2	0.188	2.4	84.3
3	0.002	0.03	84.33
4	0.069	0.85	85.18
5	0.461	5.7	90.88
6	0.703	8.8	99.68
7	0.008	0.1	99.78
8	0.018	0.22	100

表 3 前三个模态的空间特征函数

Tab. 3 Eigenvectors spatial function of the important three modes

测站	空间特征函数		
	1	2	3
灵山	0.320 1	0.619 8	0.141 6
板沙尾	0.330 5	0.535 0	- 0.280 5
竹银	0.375 9	- 0.110 5	- 0.365 5
黄埔	0.312 1	- 0.051 8	0.858 7
万顷沙西	0.375 2	- 0.021 2	0.051 3
横门	0.370 0	- 0.356 1	- 0.104 2
灯笼山	0.361 8	- 0.428 7	- 0.054 3
浮标厂	0.375 4	- 0.060 5	- 0.118 0

由珠江三角洲 8 个验潮站: 灵山、板沙尾、竹银、黄埔、万顷沙西、横门、灯笼山、浮标厂水位的低通序列,构成  $8 \times 300$  阶矩阵,分解的时段为 1962~1986 年。经 EOF 分解,珠江三角洲水位变化典型场各特征模态的特征值、贡献率及累积贡献率见表 2,各验潮站前三个模态的空间特征函数见表 3。

#### 2.2.1 第一特征函数

第一特征函数的贡献率为 81.9%,说明第一特征模态是珠江三角洲水位变化典型场的主要模态,该模态反映了区域水位变化的一般趋势。第一时间特征函数的变化趋势是递增的,其线性回归方程为:  $S(t) = 0.1876t - 370.38$ ,表明珠江三角洲河口区水位变化的总趋势是上升的,这与各站低通序列的回归分析结果相符。第一空间特征函数的分布一般是向河口方向(下游方向)递减。一般地,向下游地形趋于开敞,潮汐作用逐渐加强,河流作用趋于减弱,那么第一特征函数表明,河流作用引起的水位效应是上升的;而洪奇门的第一空间特征函数向河口方向递增,可能与

西、北江之间的分流、分沙有关,多年统计表明,存在北江净向西江输水,西江净向北江输沙趋势<sup>[1]</sup>。第一空间函数同号且为正值,表明各站水位变化具有较好的相关性和同步性,区域水位变化率可由第一时间特征函数进行换算。据 T. P. Barnett(1983)的换算关系式计算,珠江三角洲区域平均水位变化率为 2.3 mm/a。第一特征函数反映了珠江三角洲水位变化上升的一般趋势。

### 2.2.2 第二、第三特征函数

第二、第三特征函数的贡献率分别是 8.8%、5.7%,是水位变化典型场的相对次要模态。第二、三时间特征函数均呈下降趋势,线性回归方程依次是:  $S(t) = -0.09t + 167.4$ ,  $S(t) = -0.01t + 14.35$ ,表明三角洲河网区某些次要因素引起的水位效应是下降的。第二空间特征函数在板沙尾、灵山站为正,其余各站为负,表明洪奇门和焦门上游存在影响水位下降的因素,致使该地段的水位上升趋于缓慢,这与单站分析结果相符,板沙尾和灵山的水位变化率较小,分别是 0.5 mm/a, 0.4 mm/a。第三时间特征函数也有正负值,其分布更为复杂,反映出影响珠江三角洲局部地段水位下降的因素是相当复杂的,如珠江三角洲各断块升降的差异性及局部的地貌演变等。

## 3 结论

(1) 由线性回归分析的正则方程计算,高频扰动

对确定海平面变化趋势的影响随记录长度作振荡性衰减,在验潮记录较短时,其影响最显著的高频带是  $f \geq 0.0208$  cpm (circle per month),即对应的周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动。因此要准确计算海平面变化趋势,必须消除周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动的影响。

(2) 应用最平滤波器对月均验潮序列进行滤波,基本上可消除周期  $T \leq 4$  a 的高频扰动,由低通序列线性回归分析就能更好地估算海平面(水位)的变化趋势。

(3) 实测验潮资料分析表明,对于短序列而言,高频扰动对趋势项的影响是显著的,有的已达到甚至超过该站水位(海平面)的变化量级。

(4) 应用 EOF 分解的特征函数描述珠江三角洲的水位变化,能从整体上揭示珠江三角洲河口区水位变化的时空结构,其分解结果表明,近 30 a 来珠江三角洲水位变化总体呈上升趋势,区域水位的平均上升率为 2.3 mm/a。

## 参考文献

- 1 赵焕庭。珠江河口演变。北京:海洋出版社,1990,126
- 2 任美镔。地理学报 1993, 48(5): 385~ 393
- 3 任美镔、张忍顺。海洋学报 1993, 15(5): 87~ 97
- 4 中国电子仪表学会信号处理学会。数字信号处理程序库。北京:清华大学出版社,1983。391~ 392

# THE EOF MODEL OF WATER LEVEL VARIABILITY OF THE PEARL RIVER DELTA

YANG Qing-shu

(Institute of Coastal & Estuarine Studies, Zhongshan University Guangzhou, 510275)

Received: Jan. 8, 1996

Key Words: The Pearl River Delta, Water level variability, High frequency components, Low pass filtering

## Abstract

The normal equation of linear regression is used to calculate effects of high frequency components on determination of secular trend of relative sea level (RSL). It shows that high frequency components ( $T \leq 4$  a) have significant effects on secular trend of the short time series. In order to determine the secular trend of RSL, the

high frequency components should be removed. This is very important for the short time series. The maximum flat filter are designed to filter out the high frequency components, and then secular trend is determined by linear regression. Empirical orthogonal function (EOF) analysis is used to decompose the low pass time series into three orthogonal sub-series, the eigenvalues and sub-series are applied to analyse the spatial and temporal changes of water level (WL). The average rate of WL changes of the Pearl River Delta is 2.3 mm/a.