

基于水文变异诊断系统的珠江河口三角洲水沙情势演变分析

王汉岗, 周 珊*, 杨 芳, 王 瑜

珠江水利委员会珠江水利科学研究院, 广东 广州

收稿日期: 2023年11月1日; 录用日期: 2023年12月8日; 发布日期: 2023年12月21日

摘 要

为解决单一或较少水文变异检验方法无法充分支持检验结果的可靠性的问题, 本文基于10种水文变异检验方法构建水文变异诊断系统, 对珠江河口三角洲马口、三水、博罗水文站1959~2019年的实测水沙序列进行综合性变异特征诊断, 并对水沙情势变化的成因展开分析。结果表明, 1990年以来, 珠江河口输沙量较1990年前显著减少, 其中马口、三水两站近十年的最大输沙量较多年平均值分别下降65.45%和65.53%。在水沙序列变异形式上, 马口站主要为跳跃变异, 三水站为趋势变异, 而博罗站年径流序列变异特征不明显, 年输沙序列为跳跃变异。水沙情势变化导致由三水站进入三角洲河网区的分流比增加约8.1%, 分沙比增加约28.3%, 进而引起珠江河口东四口门的分沙比增加。在水沙情势变化的成因方面, 上游拦河筑坝、流域采砂、水土保持等人类活动是珠江河口水沙量变化的主要原因。

关键词

水文变异, 水沙情势, 综合检验, Hurst系数, 珠江河口

Analysis of the Evolution of Water and Sediment Situation in the Pearl River Estuary Delta Based on the Hydrological Variation Diagnosis System

Hangang Wang, Shan Zhou*, Fang Yang, Yu Wang

Pearl River Water Resources Research Institute, Guangzhou Guangdong

Received: Nov. 1st, 2023; accepted: Dec. 8th, 2023; published: Dec. 21st, 2023

作者简介: 王汉岗(1984-), 男, 硕士研究生, 高级工程师, 主要从事河口海岸演变研究, Email: 376022627@qq.com
*通讯作者 Email: zhs1018@126.com

文章引用: 王汉岗, 周珊, 杨芳, 王瑜. 基于水文变异诊断系统的珠江河口三角洲水沙情势演变分析[J]. 水资源研究, 2023, 12(6): 582-594. DOI: 10.12677/jwrr.2023.126064

Abstract

In order to solve the problem that deficient hydrological variation test methods cannot fully support the reliability of the test results, this study forms a hydrological variation diagnosis system based on 10 hydrologic variation test methods to provide a comprehensive analysis of the measured water and sediment series of Makou, Sanshui, and Boluo hydrological stations in the Pearl River estuary delta during 1959~2019 and to further explore the causes of the changes in the water and sediment situation. The results show that the sediment load in the Pearl River estuary has decreased significantly since 1990. The maximum sediment load of Makou and Sanshui stations in the past ten years decreased by 65.45% and 65.53%, respectively, compared with the multi-year averages. In terms of the variation form of water and sediment series, Makou station mainly shows jump variability, and Sanshui station is biased to trend variation, while the variability of runoff series of Boluo station is not characterized by obvious features, but its sediment series presents jump variability. The change of water and sediment situation leads to an increase of 8.1% and 28.3% in the proportion of water and sediment entering the delta area from Sanshui station, which subsequently increases the ratio of sediment distribution at the four river mouths on the east side of the Pearl River estuary. With regard to the triggering factors of the water and sediment situation, human activities in the Pearl River Basin such as upstream damming, sand mining and soil and water conservation are the main reasons for the variation of the water and sediment situation.

Keywords

Hydrological Variation, Water and Sediment Situation, Comprehensive Test, Hurst Coefficient, Pearl River Estuary

Copyright © 2023 by author(s) and Wuhan University.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



1. 引言

河流携沙入海是陆海物质循环的关键环节。近几十年来,在高强度人类活动和全球性气候变化的影响下,河流水沙通量正在发生重大变化[1]。河流水沙变化带来的河床淤积和侵蚀将引起流域地表形态的演变,进而给流域防洪、供水、航运、生态治理带来新的问题与挑战。因此,科学认识河流水沙情势演变特征及其驱动因素,对流域未来开展径流管理和水旱灾害防御具有重要意义。

珠江是我国华南地区第一大河,年径流量约 3360 亿 m^3 ,年入海泥沙量约为 6680 万 t。珠江主要由西江、北江和东江组成,西、北江思贤滘以下及东江石龙以下约 26,820 km^2 的珠江三角洲是我国经济最发达地区之一。自 1970 年代以来,随着珠江流域经济社会状况的剧变,珠江三角洲地区的水沙情势发生了显著变化[2]。针对珠江流域的水沙情势演变,国内已开展了相关研究,对西江、北江、东江的水沙变化特征及造成水沙变化的因素进行了分析。在水沙序列的分析方法上,目前普遍采用的是定性分析法和定量分析法两类[3]。定性分析主要通过水文序列进行简单处理,直观地反映其变化趋势和突变特征,常用的方法包括累计距平法、Hurst 系数法[4]、滑动平均法等。定量分析则是基于一定的理论及指标,对序列变异和突变时间进行判定,常用的方法包括 Spearman 秩次相关法[5]、Mann-Kendall 检验法[6]、Bayesian 检验法[7]、滑动 T 检验法、滑动 F 检验法、R/S 检验法等。现有研究大多采用上述分析方法中的一种或两种来对水沙序列的趋势及变异特征进行诊断,但由于

不同方法在检验原理上各有侧重，其得出的分析结果往往存在差异，甚至互相矛盾。因此，有必要构建一套水文变异诊断体系来对珠江流域的水沙情势演变规律进行综合性分析。

本文针对河流水沙情势演变给珠江河口治理带来了新的不确定性，基于马口、三水及博罗 3 个水文站 1959~2019 年共 61 年的水文数据，采用水文变异诊断系统开展珠江河口三角洲水沙情势演变分析，从年际变化趋势、突变特征、周期性规律及其驱动因素上深刻理解河流水沙运移的特征，从而为流域河川径流管理和水旱灾害防御提供科学依据。

2. 材料与方法

2.1. 研究区概况

珠江由西江、北江、东江以及珠江三角洲诸河组成，流经云南、贵州、广西、广东、湖南和江西 6 省(自治区) 46 个地(州)市、215 个县及香港、澳门特别行政区，全长约 2400 km，流域面积约 45.37 万 km²。西、北江于佛山市三水区思贤滘交汇，而后汇入珠江河口三角洲，东江于东莞市石龙镇汇入三角洲，三江汇流后经虎门、蕉门、洪奇沥、横门、磨刀门、鸡啼门、虎跳门和崖门八大口门注入南海，形成“八口出海”的格局(图 1)。

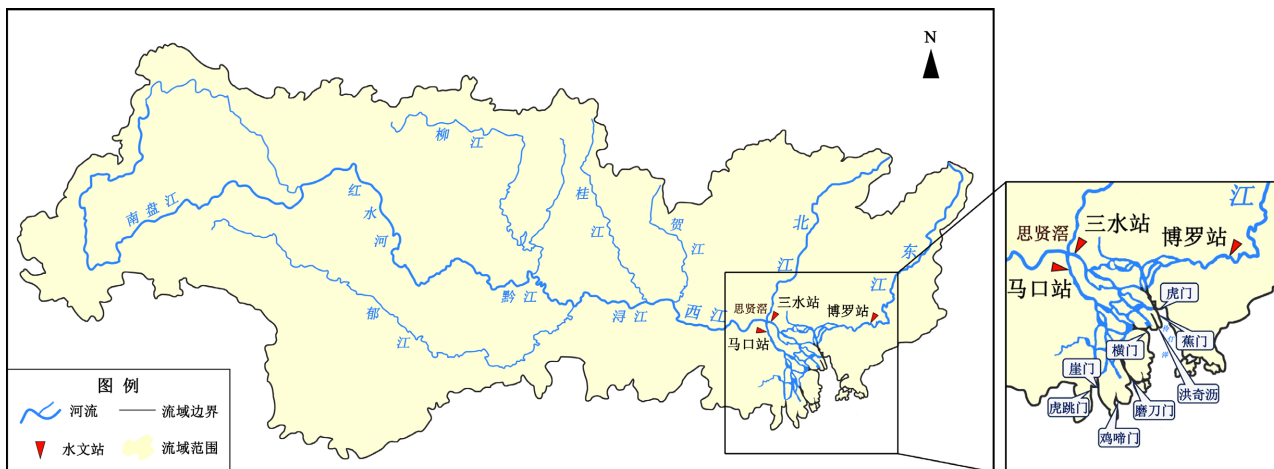


Figure 1. Major river systems hydrographic stations and estuaries in the Pearl River and its Delta Region

图 1. 珠江流域主要水系及三角洲地区水文站、出海口门分布图

2.2. 数据来源

本研究选取马口、三水和博罗站 1959~2019 年共 60 年的水文数据，来分析珠江河口三角洲的水沙情势演变。马口、三水和博罗站分别为西江、北江和东江进入河口三角洲的主要控制站(图 1)。上述各水文站点 1959~2019 年的年、月径流量和输沙量数据来源于珠江流域水文年鉴和中国河流泥沙公报。

2.3. 研究方法

本研究采用水文变异诊断系统对马口、三水、博罗站径流量、输沙量序列进行变异分析。水文变异诊断系统[8]包括三个阶段，分别为初步诊断、详细诊断和综合诊断(图 2)。首先采用 Hurst 系数法对水文序列进行初步诊断，判别序列是否存在变异及其变异程度；若存在变异，再利用多种检验方法对水文序列的趋势及跳跃特征进行详细诊断；根据详细诊断结果和效率系数判别水文序列是趋势变异还是跳跃变异；最后结合实际水文调查结果，从成因上对序列的变异形式进行分析和确认，并形成最终的诊断结果。

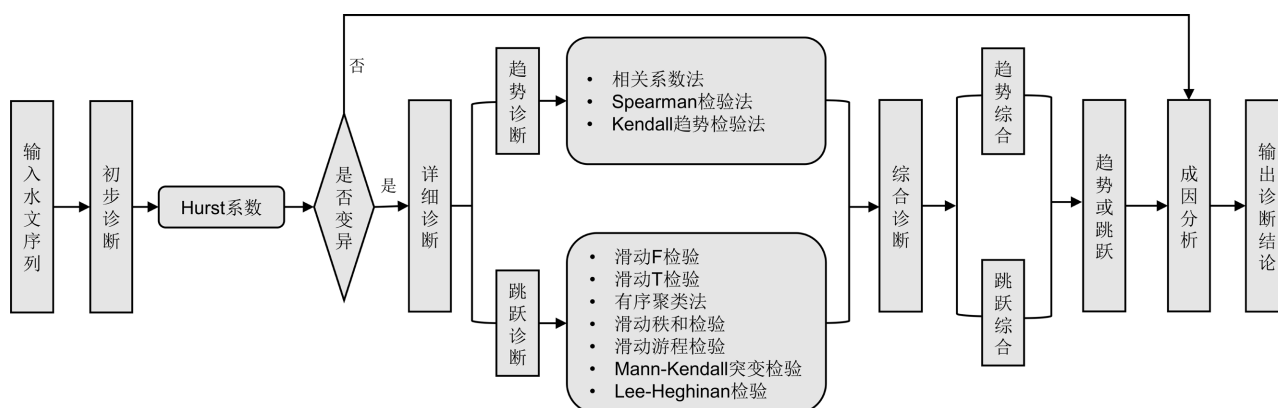


Figure 2. Procedures for hydrological variation diagnosis system

图 2. 水文变异诊断系统流程

2.3.1. 初步诊断

初步诊断旨在从整体上判断某一水文序列是否存在包含趋势、跳跃、周期等变异特征，以及初步评估变异序列的变异程度。Hurst 系数是一种用于描述时间序列的长期相关性和自相似性的统计量[4]，已被广泛应用于水文、气象、信号处理等领域。Hurst 系数 h 的取值范围为[0, 1]，其取值代表的含义为：当 $h = 0.5$ 时，表明时间序列呈随机特性，即未来的变化趋势与过去无关；当 $h > 0.5$ 时，表明时间序列的趋势具有持续性，即未来的变化趋势与过去的趋势一致；当 $h < 0.5$ 时，表明时间序列的趋势呈反回归性，即未来的变化趋势与过去的趋势相反。Hurst 系数可通过时间序列极差 R 与序列标准偏差 S 的比值 R/S 计算得到，见式(5)：

$$R/S = (c\tau)^h \tag{1}$$

基于实测水文资料，采用最小二乘法可求得参数 c 和 Hurst 系数 h 。序列的变异程度(无变异、弱变异、中变异、强变异、巨变异)可结合 Hurst 系数 h 和某一显著性水平下的相关系数最大临界值 r_α 进行初步判断[4]，变异程度划分见表 1。

Table 1. Level of hydrological variation

表 1. 变异程度等级

Hurst 系数 h	变异程度
$0.5 \leq h < h_\alpha$	无变异
$h_\alpha \leq h < h_\beta$	弱变异
$h_\beta \leq h < 0.839$	中变异
$0.839 \leq h < 0.924$	强变异
$0.924 \leq h < 1.0$	巨变异

2.3.2. 趋势检验

为定量判断某一水文序列是否具有增大、减小等趋势性变异规律，以及这种趋势变异是否显著，本文所建立的综合诊断系统将在初步诊断结果的基础上，对水文序列进行趋势变异分析。趋势变异分析的方法主要包括：相关系数检验法、Spearman 检验法[5]、Mann-Kendal 检验法[6]等。其中，相关系数检验法是评估两组变量之间的线性关系强度的常用方法之一；Spearman 检验法主要针对水文数据的非线性特征，来描述两组变量在变大或变小的趋势上有多大程度保持一致；Mann-Kendall 检验法首先假设获取的序列数据不具有趋势性，并构造呈标准正态分布的统计量 Z ，结合累计正态分布表可判断系列是否具有趋势性。

2.3.3. 跳跃检验

除趋势变异外，水文序列还可能存在序列值剧烈变化的情况，即跳跃变异。针对跳跃变异的分析方法主要包括滑动 F 检验、滑动 T 检验、滑动秩和检验、滑动游程检验法、有序聚类法、Lee-Heghinan 检验法[9]、Brown-Forsythe 检验法[10]、Mann-Kendall 检验法[6]、Bayes 方法[7]等。其中，Mann-Kendall 检验法为具有代表性的非参数检验方法，该方法无需样本遵从一定的分布，并较少受到异常值的干扰[4]。对于样本序列 $X\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ，Mann-Kendall 检验法首先构造秩序列 S_k ：

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i \quad k = 2, 3, \dots, n \tag{2}$$

其中：

$$r_i = \begin{cases} +1 & x_i > x_j \\ 0 & x_i \leq x_j \end{cases} \quad j = 1, 2, \dots, i \tag{3}$$

基于上述时间序列定义统计量 UF_k 如下：

$$UF_k = \frac{S_k - E(S_k)}{\sqrt{Var(S_k)}} \quad k = 1, 2, \dots, n \tag{4}$$

式中， $UF_1 = 0$ ； $E(S_k)$ 为序列 S_k 的均值； $Var(S_k)$ 为序列 S_k 的方差。 UF_k 为标准正态分布，对于给定显著性水平 α ，若 $|UF_k| > U_\alpha$ ，则表明序列存在明显的趋势变化。再对样本序列 X 的逆序 $\{x_n, x_{n-1}, \dots, x_1\}$ 重复上述计算过程，得到统计量 UB_k 。对于显著性水平 α 可得到相应的临界线，曲线 UF_k 和 UB_k 在临界线之间的交点即为突变开始的时刻。

2.3.4. 综合诊断分析

在趋势检验和跳跃检验的基础上，结合效率系数来最终判定水文序列是趋势变异，还是跳跃变异。若水文序列仅表现为单一的趋势变异或跳跃变异，则可以直接判定序列的变异形式，反之则需要计算序列趋势成分和跳跃成分的效率系数，以两者中的较大值来确定序列的变异形式。效率系数的计算式如下：

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - Q_{sim,i})^2}{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - \bar{Q}_{obs})^2} \tag{5}$$

式中， $Q_{obs,i}$ 为实测水文序列； \bar{Q}_{obs} 为实测水文序列的均值； $Q_{sim,i}$ 为拟合水文序列；对于趋势变异， $Q_{sim,i}$ 为一元回归线上各点的值；对于跳跃变异，则有：

$$Q_{sim,i} = \begin{cases} \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Q_{obs,i} & i = 1, 2, \dots, k \\ \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n Q_{obs,i} & i = k+1, \dots, n \end{cases} \tag{6}$$

式中， k 为跳跃点。

3. 珠江河口三角洲水沙情势演变规律

3.1. 水沙序列的多时间尺度变化特征

3.1.1. 水沙年际变化特征

根据 1959~2019 年径流及泥沙序列资料，绘制马口、三水、博罗三站的年径流量及输沙量变化曲线，如图 3 所示。在年际变化规律上，输沙量与径流量表现出一定的相关性，输沙量的波峰与波谷与径流量的丰枯趋势

基本一致。总体来看,近 60 年珠江上游来水量的整体变化趋势不明显,但来沙量自 1990 年代起呈现显著下降趋势(图 3(d))。1963 年为有气象记录以来的广东省特大干旱年,其年径流量较多年平均偏少 53.3%,进而引起年输沙量较多年平均偏少 73.1%。近十年间(2010~2019 年),马口、三水、博罗三站的最大输沙量分别为 2218 万 t、258 万 t、201 万 t,较多年平均输沙量分别减少了 65.45%、65.53%、11.54%。

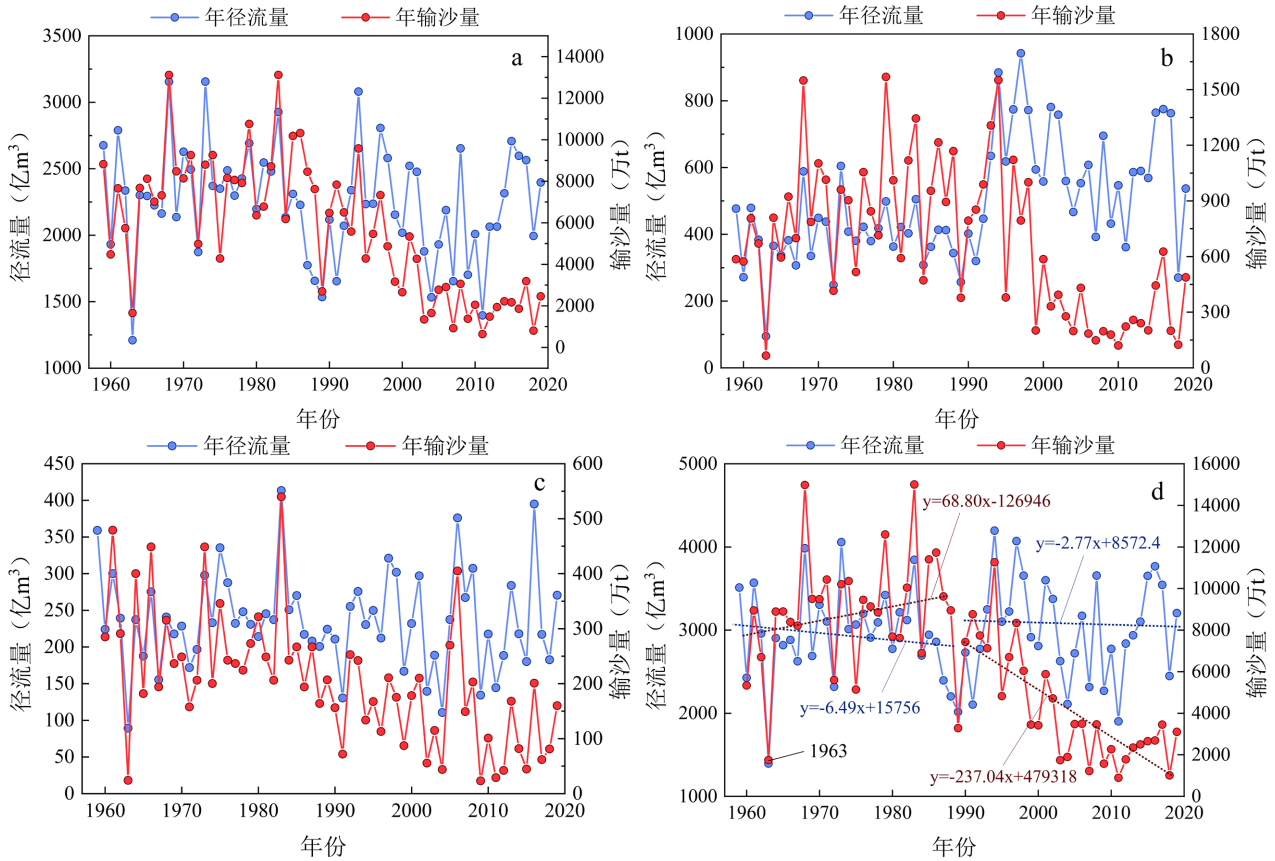


Figure 3. Variations in annual runoff and sediment load at Makou station (a), Sanshui station (b), Boluo station (c), and the sum of the three stations (d), 1959~2019

图 3. 1959~2019 年马口站(a)、三水站(b)、博罗站(c)及三站总和(d)年径流量及输沙量变化

3.1.2. 水沙年段变化特征

为了更直观地反映珠江三角洲的水沙情势变化,图 4 统计了不同年代三水、马口、博罗三站的平均径流量和输沙量情况。由图可知,珠江三角洲不同年代间的径流总量相对稳定,而输沙量则从 1990 年代起迅速下降。

如图 4(b)所示,1960~1969 年间,珠江三角洲上游三站的年均来沙总量为 8162 万 t; 1970~1979 年间,年均来沙总量达次大,为 9130 万 t; 1980~1989 年间年均来沙总量微幅增加至最大,达 9225 万 t,此后,便进入持续下降阶段。1990~1999 年开始,珠江三角洲年均来沙总量大幅下降,减小至 7169 万 t; 2000~2009 年间,珠江三角洲年均来沙总量仅为 3089 万 t,约为统计年段最大值的 33%; 2010~2019 年间,年均来沙总量继续下降至 2271 万 t,仅为统计年段最大值的 25%。

3.2. 水沙序列变异诊断结果

3.2.1. 初步诊断

本文采用水文变异诊断系统对马口、三水、博罗站径流量、输沙量序列进行变异分析,以了解三角洲的水

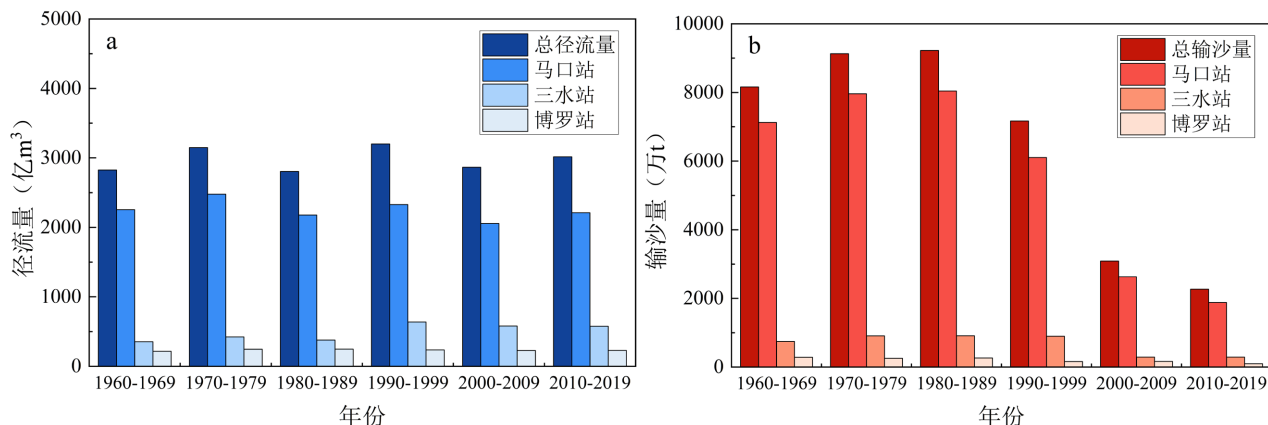


Figure 4. Chronological average runoff (a) and sediment load (b) at Makou, Sanshui, and Boluo stations, 1959-2019

图 4. 1959~2019 年马口站、三水站、博罗站各年代平均径流量(a)与输沙量(b)

沙变异规律。在初步诊断阶段，马口、三水、博罗三站的年径流量序列 Hurst 系数 h 分别为 0.679、0.878、0.612 (见表 2)。在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 和 $\beta = 0.01$ 下，资料长度为 60 年时(自由度为 58)的相关系数临界值分别为 0.254 和 0.330，对应的 Hurst 系数 $h_\alpha = 0.663$ ， $h_\beta = 0.706$ 。根据表 1 可判断，马口、三水、博罗的年径流量序列分别弱变异、强变异，无变异。同样地，由马口、三水、博罗三站年输沙量序列 Hurst 系数可判别其变异程度分别为中变异、弱变异、无变异。以上初步诊断的结果仅表明水沙序列可能存在趋势或跳跃变异，但具体变异形式和变异发生时间还需结合详细诊断进一步分析。

Table 2. Diagnosis of variation of annual runoff and sediment load at Sanshui, Makou and Boluo stations in the Pearl River Delta

表 2. 珠江三角洲三水、马口和博罗站年径流量及输沙量变异诊断结果

诊断方法	年径流量			年输沙量			
	马口	三水	博罗	马口	三水	博罗	
初步诊断	Hurst 系数	0.679	0.878	0.612	0.826	0.700	0.464
	变异程度	弱变异	强变异	无变异	中变异	弱变异	无变异
	趋势变异程度	无变异	强变异	无变异	中变异	中变异	无变异
趋势	相关系数检验	-	+	-	+	+	-
	Spearman	-	+	-	+	+	-
	Kendall	-	+	-	+	+	-
详细诊断	滑动 F 检验	2013 (-)	1987 (+)	1963 (-)	2011 (+)	2000 (+)	2012 (+)
	滑动 T 检验	1983 (+)	1992 (+)	/	1994 (+)	1998 (+)	1987 (+)
	Lee-Heghinan 法	1983 (+)	1992 (+)	/	1997 (+)	1998 (+)	1987 (+)
	有序聚类法	1983 (+)	1992 (+)	/	1997 (+)	1998 (+)	1987 (+)
	滑动游程检验法	2009 (-)	1992 (-)	2014 (-)	1998 (-)	2002 (-)	1987 (-)
	滑动秩和检验	2003 (+)	1993 (+)	2009 (-)	1998 (+)	1999 (+)	1990 (+)
	Mann-Kendall	1985 (-)	1989 (+)	1992 (-)	1999 (+)	2002 (+)	1991 (+)
跳跃	跳跃点	1983	1992	1997	1998	1987	
综合诊断	选择	效率系数/%	跳跃	26.73	82.90	36.23	
			趋势	53.02	74.63	61.70	
诊断结论		1983	1992	1997	1998	1987	

注：表中+表示跳跃或趋势显著，-表示跳跃或趋势不显著，/表示不能进行显著性检验；第一显著性水平 $\alpha = 0.05$ ，第二显著性水平 $\beta = 0.01$ ；↑↓分别表示趋势上升、下降。

3.2.2. 详细诊断

采用水文变异诊断系统中 3 种趋势检验法和 7 种跳跃检验法对马口站、三水站和博罗站的年径流量、年输沙量序列做进一步分析。在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下, 三站的水沙序列详细诊断结果如表 2 所示。可以看出, 在趋势变异上, 3 种诊断方法得到的检验结果一致, 其中, 三水站水沙序列趋势变异显著; 马口站年径流序列无显著趋势变异, 而年输沙序列存在一定趋势变异; 博罗站的水沙序列均无显著趋势变异。但在跳跃变异上, 不同诊断方法得出的跳跃变异点并不一致, 因此, 还需结合实际的水沙序列判断跳跃变异的发生年份。

以 MK 检验为例, 图 5~7 分别为马口、三水、博罗三站的 MK 检验曲线, 在置信度区间内, UF 曲线和 UB 曲线的交点即为发生变异的年份。如图 5(a)所示, 马口站年径流量的 UF、UB 曲线相交于 1985 年, 且该点之后 UF 值持续小于 0, 表明 1985 年之后, 马口站的年径流量为下降趋势, 但由于 UF 值处于置信水平负区间[-1.96, 0]内, 说明马口站年径流量在 1985 年后的下降趋势不显著。马口站年输沙量的 MK 检验结果(图 5(b))显示, 1999 年为输沙序列的跳跃变异点, 且该点以后的 UF 值小于 0 并超过 0.01 置信水平区间, 表明马口站的年输沙量在变异点后呈显著的持续下降趋势。

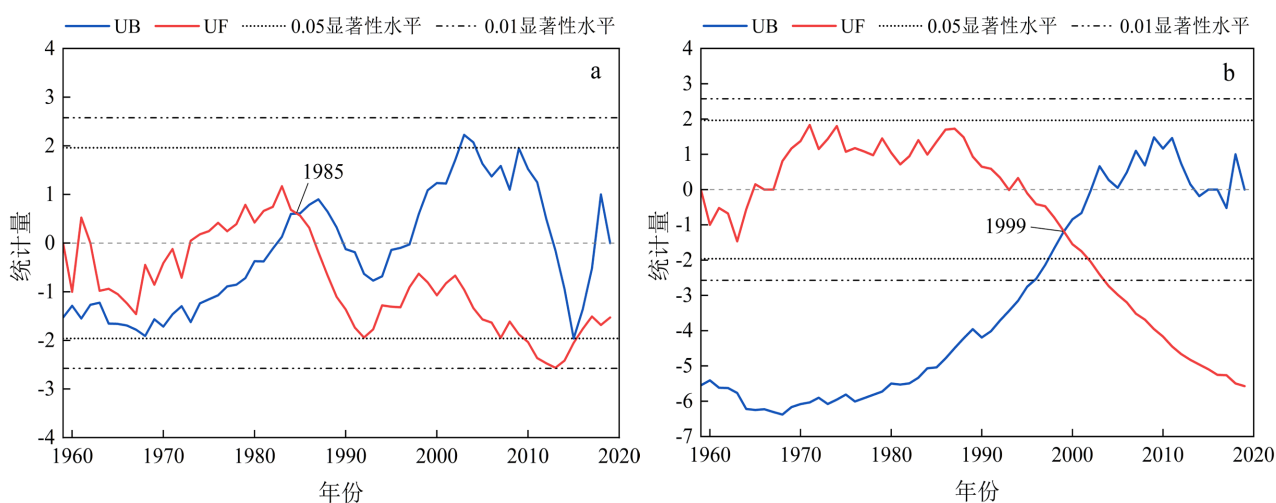


Figure 5. MK test results of annual runoff (a) and annual sediment (b) series at Makou Station

图 5. 马口站年径流量(a)及年输沙量(b)序列 MK 检验结果

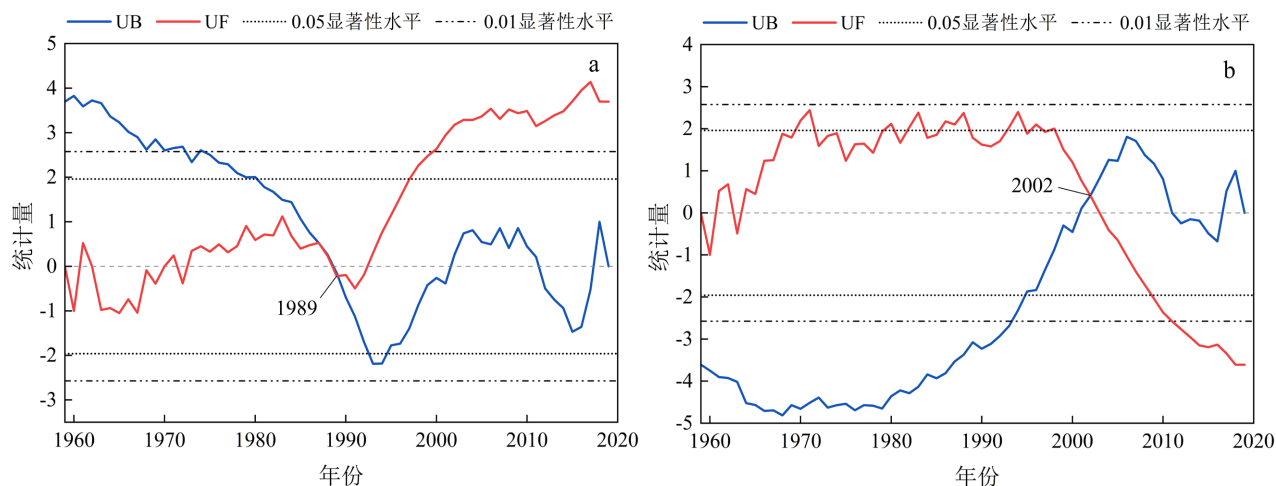


Figure 6. MK test results of annual runoff (a) and annual sediment (b) series at Sanshui Station

图 6. 三水站年径流量(a)及年输沙量(b)序列 MK 检验结果

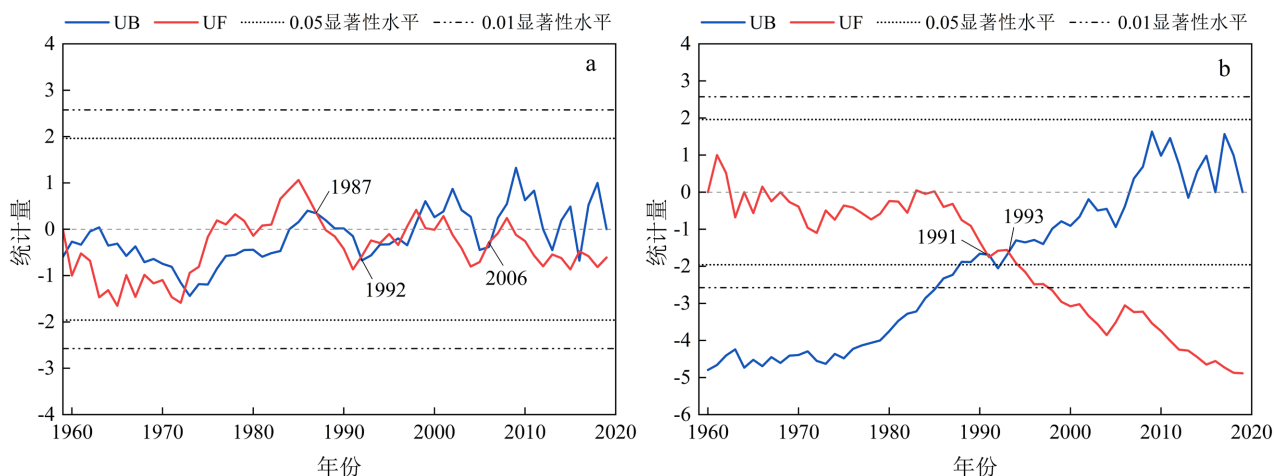


Figure 7. MK test results of annual runoff (a) and annual sediment (b) series at Boluo Station

图 7. 博罗站年径流量(a)及年输沙量(b)序列 MK 检验结果

三水站年径流序列的 UF、UB 曲线在置信水平区间内相交于 1989 年(图 6(a)),从该站的年径流变化情况(图 3(b))来看, 1990 年代以后, 三水站的年径流量明显提高, 即 MK 检验得到的跳跃变异点基本正确。同理, 结合 MK 检验结果(图 6(b))和三水站的实际年输沙量变化情况可知, 三水站的年输沙量大致在 2000 年左右发生跳跃变异。

博罗站年径流量序列和年输沙量序列的 UF 曲线和 UB 曲线在置信水平区间内均有多个交点(图 7), 表明其水沙序列可能存在多个变异点。但由于博罗站年径流量序列的 MK 检验曲线并未超过 0.05 置信水平区间, 因此可认为博罗站年径流量序列无跳跃变异点。

3.2.3. 综合诊断

由上述详细诊断结果(表 2)可知, 不同诊断方法得到的跳跃变异点可能不同, 即使同种诊断方法也可能得到多个跳跃变异点。但哪些变异点才是真正的变异点, 哪个变异点的变异程度更大? 还需要通过综合诊断做进一步判断。此外, 对于同时存在趋势变异和跳跃变异的水沙序列, 需计算序列中趋势成分和跳跃成分的效率系数, 以判定序列最终的变异形式。

水沙序列的跳跃变异点根据该点被诊断为变异点的次数来确定, 即马口站年径流序列发生跳跃变异的年份为 1983 年, 年输沙序列发生跳跃变异的年份为 1997 年; 三水站年径流序列发生跳跃变异的年份为 1992 年, 年输沙序列发生跳跃变异的年份为 1998 年; 博罗站年径流序列无明显跳跃变异点, 年输沙序列发生跳跃变异的年份为 1987 年。

基于确定的跳跃变异点, 进一步可得各水沙序列趋势变异和跳跃变异的效率系数(见表 2), 最终确定马口站年径流和年输沙序列的变异形式分别为 1983 年跳跃变异和 1997 年跳跃变异; 三水站年径流和年输沙序列的变异形式分别为上升趋势变异和下降趋势变异; 博罗站年径流序列无明显变异特征, 年输沙序列为 1987 年跳跃变异。

3.3. 西、北江水沙分配比变化

西、北江来水在思贤滘连通, 经天然平衡调节后重新分配进入珠江河口三角洲。在西、北江水沙情势发生变化后, 两江交汇后的水沙分配比也随之改变。

在分流比方面, 马口站年径流量占思贤滘总径流量的比例在 1990 年代以后呈现出下降趋势(图 8(a)), 该站在 1989 年前后的年均分流比分别为 85.8%和 78.9%, 后期分流比下降约 8.1%, 而三水站在此期间分流比相应增加了 8.1%。三水站分流比增加意味着进入三角洲腹地的洪水总量将会增加, 若遭遇潮汐顶托, 则可能导致三角洲腹地滞洪瓶颈河段上游洪水位异常壅高, 使三角洲地区的防洪安全面临严峻压力。

在分沙比方面,自1990年代起,马口、三水两站的分沙比波动明显(图8(b)),但整体来看,随着三水站分流比增大、河流挟沙量增加,三水站的分沙比由1989年以前的9.9%上升至12.7%,分沙比增幅为28.3%,而马口站的分沙比相应降低28.3%。三水站分沙比增加使得北江的输沙量增大,进而加剧北江河道淤积,导致航道宽度变窄,这将加大广州出海航道的维护难度。

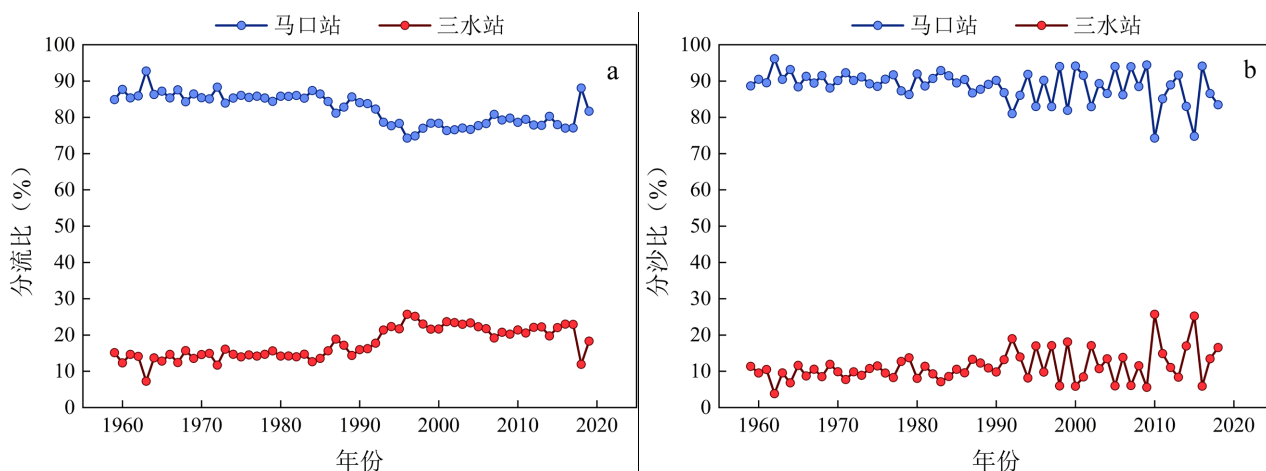


Figure 8. Variations in water (a) and sediment (b) distribution ratios at Makou and Sansui stations, 1959~2019
图8. 1959~2019年马口站、三水站分流比(a)与分沙比(b)变化情况

3.4. 八大口门水沙分配比变化

西、北江水沙分配比的变化将引起珠江河口八大口门水沙分配比的变化。总体来看,东四口门的分流比高于西四口门,但近年来东四口门的分流比有所减小,而西四口门的分流比增大。如表3所示,2010~2018年间,注入伶仃洋东四口门的年径流量占珠江河口总年径流量的58.9%,较1985~2000年间降低了3.6%。从八大口门的分沙比来看(表4),东四口门的分沙比呈增加趋势,由1990年代的54%上升至近期的56.8%;而西四口门的分沙比则由1990年代的46%减小至近期的43.3%。

八大口门水沙分配比的变化将导致河口水动力和泥沙特征发生改变,尤其是东四口门分沙比增加后,伶仃洋悬沙浓度整体升高,平均增加了0.02~0.05 kg/m³,珠江河口区悬沙高浓度范围将明显向东扩展。

Table 3. Runoff distribution of the eight major mouths of the Pearl River Estuary in different periods
表3. 不同时期珠江河口八大口门径流量分配表

年代	东四口门(%)					西四口门(%)				
	虎门	蕉门	洪奇沥	横门	合计	磨刀门	鸡啼门	虎跳门	崖门	合计
1985~2000年	24.5	16.8	7.3	12.5	61.1	26.6	4.0	3.9	4.5	39.0
2010~2018年	21.2	15.1	10.5	12.1	58.9	25.9	4.1	4.9	6.1	41.0

Table 4. Sediment distribution of the eight major mouths of the Pearl River Estuary in different periods
表4. 不同时期珠江河口八大口门输沙量分配表

年代	东四口门(%)					西四口门(%)				
	虎门	蕉门	洪奇沥	横门	合计	磨刀门	鸡啼门	虎跳门	崖门	合计
1961~1990年	9.3	18.1	7.3	13.0	47.7	33.0	7.0	7.2	5.1	52.3
1990~2000年	4.7	24.4	10.7	14.2	54.0	36.8	4.1	3.3	1.8	46.0
2010~2018年	12.0	13.6	12.2	19.0	56.8	29.3	4.4	4.7	4.9	43.3

4. 珠江河口水沙情势演变成因分析

珠江河口水沙情势的变化与流域大规模的人类活动密切相关，本节将结合马口、三水、博罗三站水沙序列的变异诊断结果与上游水利工程建设、流域水土保持工作等，对珠江河口三角洲水沙情势演变的成因展开分析。

4.1. 水利工程

1960年代起，珠江流域陆续进入了大规模的水库建设时期，水库蓄水直接导致泥沙被拦截在库，从而引起下游输沙量下降。图9~11分别展示了马口站、三水区、博罗站的水沙相关关系，结合三站所在的西江、北江、东江流域的重点水库建成时间可以看出：对于西江流域，早期建成的大王滩、西津等水库的拦水拦沙作用较为有限，而1990年代以后建成的天生桥、龙滩等水库因其规模较大，对西江径流量和输沙量都造成了显著影响，使得西江年输沙量在1990年代中后期出现变异；对于北江流域，1999年建成的飞来峡水库是导致北江输沙量下降的重要原因；对于东江流域，其水沙情势演变相对平稳，由图11可以看出，新丰江、枫树坝、白盆珠三座水库的修建并未明显改变水沙关系。

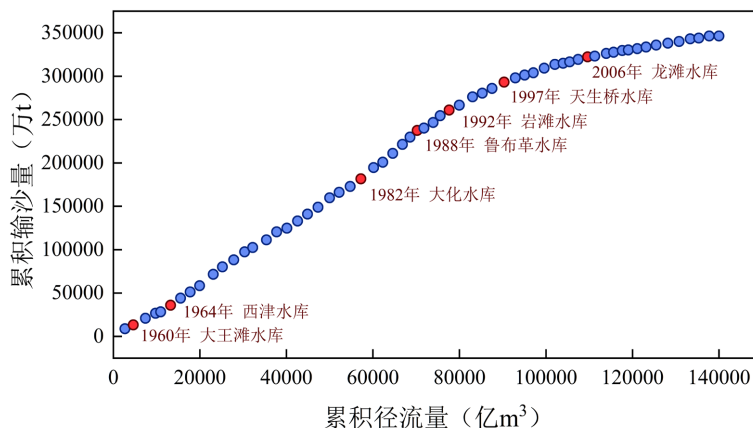


Figure 9. Cumulative runoff-sediment relationship at Makou station and the construction of reservoirs in the Xijiang River basin

图9. 马口站累积径流 - 输沙关系及西江流域水库建成情况

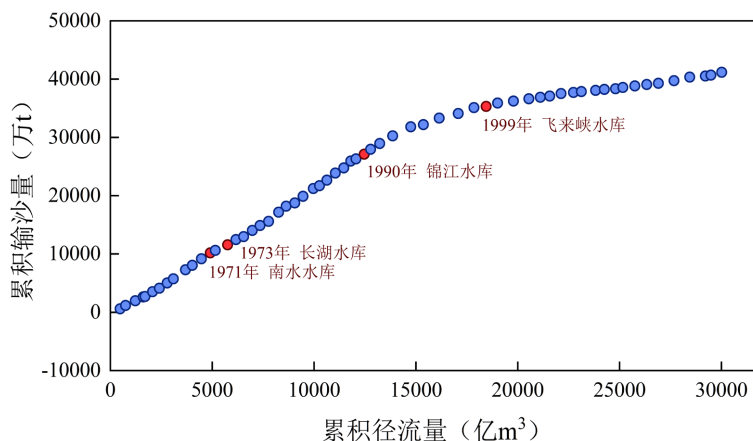


Figure 10. Cumulative runoff-sediment relationship at Sanshui station and the construction of reservoirs in the Beijiang River basin

图10. 三水区累积径流 - 输沙关系及北江流域水库建成情况

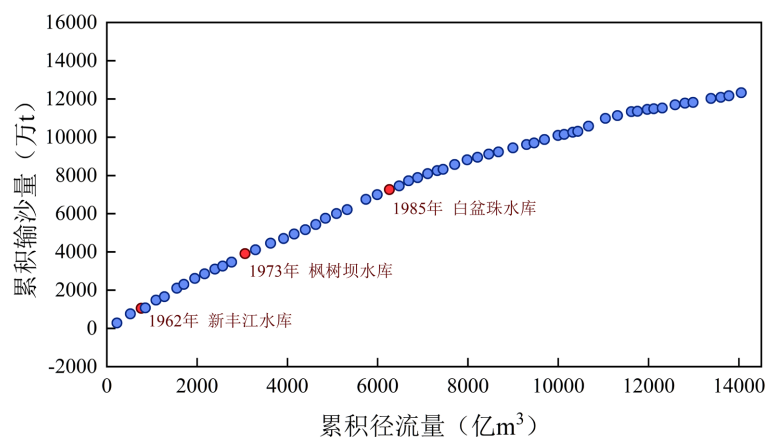


Figure 11. Cumulative runoff-sediment relationship at Boluo station and the construction of reservoirs in the Beijiang River basin

图 11. 博罗站累积径流 - 输沙关系及东江流域水库建成情况

4.2. 流域采砂及水土保持工作

珠江河口区水沙的变化除了受河道水利工程的影响外，还与流域内采砂活动及水土保持工作的开展密切相关。1990 年代初至 2006 年，北江流域采砂活动频繁，大规模采砂导致北江河网河床下切明显[11]，进而引起北江径流规律发生较大改变(见图 3(b))，1990 年以后的北江年径流量较 1990 年以前增加约 53.9%；与年径流量相比，北江流域的年输沙量在 1990 年代末期才发生明显变异，1998 年后三水站的年输沙量较此前显著降低。从时间节点上看，北江流域输沙量骤降除了与兴建水库、大规模采砂有关外，还与广东省于 2000 年左右开展的水土保持工作有关[11]；此外，2003~2004 年间，北江流域年均降雨量仅为 1369 mm 左右，较邻近年份偏少约 30%，降雨的减少也进一步加剧了北江上游来沙量的降低。

1970 年代至 1980 年代，西江流域森林乱砍乱伐导致流域水土流失严重，进而造成这一阶段的河流输沙量呈增加趋势(见图 4(b))。据统计，西江流域在 20 世纪七八十年代的总体水土流失面积近 2000 km²，对此，西江流域自 1990 年代起开始实施水土保持系列措施，使广西、广东两省(区)的森林覆盖率分别由 1980 年代的 22%、27.7%提升至 2005 年的 52.71%、55.9%。水土保持在一定程度上减少了河流的输沙量，因此自 1990 年代中后期，西江的年输沙量呈下降趋势(见图 4(b))。

1980 年代至 1990 年代，在国家水土保持政策的引导下，东江流域植被覆盖率较治理前提高约 1.2 倍，年入河泥沙减少约 525 万 t，受此影响，东江博罗站的年输沙序列在 1987 年出现变异(见表 2)，年输沙量呈现出下降趋势。另外，2000 年前后博罗站附近的大量采砂活动也在一定程度上造成博罗站年输沙量下降，但其对博罗输沙序列的整体演变趋势的影响较为有限。

5. 结论

本文基于珠江河口区马口、三水、博罗 3 个水文站的实测水沙资料，采用水文变异诊断系统，耦合多种检验方法，对珠江河口三角洲的水沙情势变化进行分析，得出主要结论如下：

1) 水沙年际变化趋势显示，1959~2019 年间，珠江上游来水量基本保持不变，但珠江上游输沙量自 1990 年代起则显著减少，特别是马口站和三水站，2010~2019 年间的最大输沙量较多年平均值分别减少了 65.45%和 65.53%，输沙量的变异程度明显高于径流量的变异程度。

2) 根据水文序列变异诊断结果，马口站的年径流和年输沙序列分别在 1983 年和 1997 年发生跳跃变异；三水站的年径流和年输沙序列的主要变异形式分别为上升趋势变异和下降趋势变异；博罗站年径流序列无明显变

异特征, 年输沙序列在 1987 年发生跳跃变异。

3) 在西、北江分流比方面, 1990 年代以来, 经北江三水站进入三角洲河网区的年径流量和年输沙量比例上升, 增幅分别为 8.1% 和 28.3%。三水站分流比、分沙比增大导致进入三角洲腹地的洪水总量增加, 并使得北江输沙量增加, 这将加大三角洲地区的防洪压力及广州出海航道的维护难度。

4) 西、北江分流比和分沙比改变, 使珠江河口八大口门水沙分配比出现相应的调整。近年来注入伶仃洋东四口门的分流比略有降低, 但东四口门的分沙比由 1990 年代的 54% 增加至近期的 56.8%。

5) 流域上游拦河筑坝、大规模采砂、水土保持等人类活动是导致珠江河口输沙量变化的主要原因, 河道水沙不平衡将可能引起三角洲河道沿程冲刷下切、河口海岸带侵蚀后退等不良现象。

基金项目

国家重点研发计划项目(2021YFC3001000)。

参考文献

- [1] 胡春宏, 张晓明, 于坤霞, 等. 黄河流域水沙变化趋势多模型预测及其集合评估[J]. 水利学报, 2023, 54(7): 763-774. HU Chunhong, ZHANG Xiaoming, YU Kunxia, et al. Multi model prediction and its ensemble evaluation of runoff and sediment change trend in the Yellow River Basin. Journal of Hydraulic Engineering, 2023, 54(7): 763-774. (in Chinese)
- [2] 吴创收, 杨世伦, 黄世昌, 等. 1954-2011 年间珠江入海水沙通量变化的多尺度分析[J]. 地理学报, 2014, 69(3): 422-432. WU Chuangshou, YANG Shilun, Huang Shichang, et al. Multi-scale variability of water discharge and sediment load in the Pearl River during 1954-2011. Acta Geographica Sinica, 2014, 69(3): 422-432. (in Chinese)
- [3] 黄强, 孔波, 樊晶晶. 水文要素变异综合诊断[J]. 人民黄河, 2016, 38(10): 18-23. HUANG Qiang, KONG Bo and FAN Jingjing. Hydrological elements comprehensive detecting variation. Yellow River, 2016, 38(10): 18-23. (in Chinese)
- [4] 李彬彬, 谢平, 李析男, 等. 基于 Hurst 系数与 Bartels 检验的水文变异联合分析方法[J]. 应用基础与工程科学学报, 2014, 22(3): 481-491. LI Binbin, XIE Ping, LI Xinan, et al. Joint analysis method for hydrological variation based on Hurst coefficient and Bartels test. Journal of Basic Science and Engineering, 2014, 22(3): 481-491. (in Chinese)
- [5] 杨盼, 卢路, 王继保, 等. 基于主成分分析的 spearman 秩相关系数法在长江干流水质分析中的应用[J]. 环境工程, 2019, 37(8): 76-80. YANG Pan, LU Lu, WANG, Jibao, et al. Analysis of water quality trend in the main stream of the Yangtze River based on principal component analysis. Environmental Engineering, 2019, 37(8): 76-80. (in Chinese)
- [6] 杜以超, 罗孝文, 王峻, 等. 近 70 年珠江水沙变化特征及人类活动影响因素分析[J]. 海洋学研究, 2022, 40(4): 52-64. DU Yichao, LUO Xiaowen, WANG Jun, et al. Characteristics of runoff and sediment discharge in the Pearl River Basin in recent 70 years and analysis on the affecting factors of human activities. Journal of Marine Sciences, 2022, 40(4): 52-64. (in Chinese)
- [7] 熊立华, 周芬, 肖义, 等. 水文时间序列变点分析的贝叶斯方法[J]. 水电能源科学, 2003, 21(4): 39-41. XIONG Lihua, ZHOU Fen, XIAO Yi, et al. Bayesian method for detecting change-points of hydrological time series. Water Resources and Power, 2003, 21(4): 39-41. (in Chinese)
- [8] 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. Journal of Hydroelectric Engineering, 2010, 29(1): 85-91. (in Chinese)
- [9] LEE, A. F. S., HEGHINIAN, S. M. A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variable: A Bayesian approach. Technometrics, 1977, 19(4): 503-506. <https://doi.org/10.1080/00401706.1977.10489592>
- [10] 张一驰, 周成虎, 李宝林. 基于 Brown-Forsythe 检验的水文序列变点识别[J]. 地理研究, 2005, 24(5): 741-748. ZHANG Yichi, ZHOU Chenghu and LI Baolin. Brown-Forsythe based method for detecting change points in hydrological time series. Geographical Research, 2005, 24(5): 741-748. (in Chinese)
- [11] WANG, Y. H., CAI, S. L., YANG, Y. D., et al. Morphological consequences of upstream water and sediment changes and estuarine engineering activities in Pearl River Estuary channels over the last 50 years. Science of the Total Environment, 2021, 765, 144172. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.144172>