

谢冬梅, 陈永平, 于茜倩, 等. 长江口极端增水非平稳变化特征研究[J]. 海洋学报, 2023, 45(7): 25–39, doi:10.12284/hyxb2023099

Xie Dongmei, Chen Yongping, Yu Qianqian, et al. Study on the non-stationary characteristics of extreme storm surges along the Changjiang River Estuary[J]. Haiyang Xuebao, 2023, 45(7): 25–39, doi:10.12284/hyxb2023099

长江口极端增水非平稳变化特征研究

谢冬梅^{1,2,3}, 陈永平^{2,3*}, 于茜倩^{2,3}, 孙丽⁴, 潘崇伦⁴

(1. 南京水利科学研究院 河流海岸研究所, 江苏 南京 210029; 2. 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; 3. 河海大学 港口海岸与近海工程学院, 江苏 南京 210098; 4. 上海市水旱灾害防御技术中心, 上海 200050)

摘要: 本文基于 ADCIRC 构建适用于长江口的台风暴潮模型, 对 1979–2019 年间长江口台风增水过程进行数值重构; 结合非平稳广义极值分布和状态空间模型, 构建适用于刻画长江口极端增水非平稳变化的频率统计模型, 研判非平稳变化引起的极端增水量值调整情况。结果表明, 长江口各验潮站处极端增水的非平稳广义极值分布时变位置参数在 2008 年前表现为波动特征, 2008 年后呈现逐渐增大趋势。2008–2019 年间各验潮站处极端增水时变位置参数的线性上升率介于 0.8~1.2 cm/a 之间。基于上述变化趋势, 考虑极端增水非平稳变化时长江口各验潮站处百年一遇增水均大于基于平稳假定的推算结果, 二者差值介于 8~15 cm 之间。经分析, 2008 年后北上到长江口附近海域再转向外海的热带气旋强度有明显增强趋势, 致使长江口各验潮站处年第二和第三大值增水增大, 这是导致各验潮站处风暴增水极值分布位置参数出现趋势性增大的主要原因。

关键词: 长江口; 极端增水; 非平稳; 极值统计; 状态空间模型

中图分类号: P731.23

文献标志码: A

文章编号: 0253-4193(2023)07-0025-15

1 引言

在全球气候变化背景下, 台风等灾害性天气事件发生频次和强度均出现变化, 导致沿海地区的极端增水呈现非平稳变化特征^[1-2], 是目前海洋灾害防御中需要重点关注的问题。根据政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)最新发布的第 6 次评估报告^[3], 预计到 2100 年, 一半以上沿海地区遭遇百年一遇风暴增水事件的时间间隔将会显著缩短。为了有效降低风暴潮带来的安全风险, 有必要通过掌握极端增水的变化规律, 构建合理的风暴增水频率统计分析方法, 为建立相应的海洋防灾减灾预案提供技术支持。

近年来, 国内外已有不少学者针对不同空间范围

内极端增水的变化特征进行分析。基于准全球范围内实测水位数据的对比分析研究表明, 极端增水事件的强度和发生频次存在周期性^[1,4-6]、趋势性^[7-8]或突变性^[9-10]的非平稳变化。例如, 北海东部和北部的风暴增水强度呈现上升趋势, 西部和南部则由年代际变化主导^[11]; 英吉利海峡极端增水强度呈季节性到年代际的多时间尺度波动^[12-13]; 欧洲南部沿海极端增水强度和发生频次的时间变化尺度在空间上表现出非一致性^[14-17]; 在北大西洋和墨西哥湾沿岸, 极端增水强度呈现年际和多年代际波动^[18]。在我国沿海, 侯京明等^[19]对 1949–2009 年间主要台风风暴增水事件进行了分析, 结果表明极端风暴增水发生频次呈上升趋势。与此同时, 基于我国沿海实测水位资料分析的结果表明^[20-21], 极端增水强度的年代际波动显著, 南部

收稿日期: 2022-06-23; 修订日期: 2023-02-08。

基金项目: 国家重点研发计划(2021YFB2600700); 河海大学中央高校基本科研业务费专项(B200204017); 浙江省水利科技重大项目(RA2202); 南京水利科学研究院中央级公益性科研院所基本科研业务费专项资金(Y223004)。

作者简介: 谢冬梅(1988—), 女, 四川省德阳市人, 高级工程师, 主要从事海洋灾害与防灾减灾方面研究。E-mail: dmxie@nhri.cn

* 通信作者: 陈永平, 男, 教授, 主要从事风暴潮灾害预报预警与生态防护方面研究。E-mail: ypch@hhu.edu.cn

沿海个别验潮站处极端增水有趋势性上升。Oey 和 Chou^[22] 分析了中国沿海 1950–2013 年台风季节期间的风暴增水特点, 结果表明自 1980 年以来中国沿海风暴增水强度呈上升趋势。在针对我国局部海域的增水研究中, 如我国渤海湾^[23]、浙江沿海、福建沿海、部分广东沿海^[24–29]、广西沿海^[30], 极端增水发生频次和强度变化同样显著。可见, 环境变化下全球范围内极端增水非平稳变化特征明显, 在进行极端增水频率分析时需要考虑这一因素。

由于非平稳性的存在, 传统基于平稳假设的频率分析方法存在较大统计偏差, 因此, 有必要发展非平稳序列频率分析方法^[31–32]。通过构造时变统计参数对传统极值频率分析方法进行改进, 可以刻画非平稳序列的多时间尺度变化特征, 但是时变参数构造方法对极端增水频率分析结果有较大影响^[11, 33–34]。目前, 常用的时变参数构造方法包括参数化和非参数化方法^[35], 这两类方法分别存在如下特点和缺陷: (1) 参数化方法预设统计参数为与时间或相关协变量有关的低阶多项式形式, 对极端事件的变化施加了一定的先验约束; 然而, 将序列的非平稳性描述为时间的函数很可能带来比平稳模型更大的不确定性^[36]; (2) 非参数化方法多采用最大似然估计将观测到的极值经验分布调整为理论值, 但在仅有少量观测样本的条件下, 并不能确保收敛性。基于粒子滤波技术的状态空间模型 (State Space Model) 可以有效克服以上两种方法的不足^[4]。状态空间模型不预设极端事件随时间的变化形式、允许数据缺口和采样不均匀性, 同时收敛性强。因此, 在非平稳极端增水频率分析中, 将非平稳极值分布与状态空间模型相结合, 可用于探究极端增水发生频率和强度随时间的变化规律。

在长江口海域, 目前有关极端增水变化特征的研究较少。陈升等^[37] 基于数值模拟结果, 对长江口海域 1979–2019 年间年极值增水进行分析, 结果表明该海域年极值增水的趋势性变化并不显著, 但是没有考虑极端增水发生频次的变化。同时, 关于长江口海域非平稳变化引起的极端增水量值调整情况也有待进一步研究。

基于以上分析, 本文以长江口为研究区域, 通过数值模拟构建风暴增水数据集; 在此基础上, 结合非平稳广义极值分布和状态空间模型, 构建考虑非平稳性的频率统计模型; 利用该模型分析 1979–2019 年长江口极端增水非平稳变化特征, 研判非平稳变化引起极端增水重现期的调整情况; 通过与台风趋势性变化的关联分析, 探讨长江口极端增水非平稳变化的主要原因。

2 方法

2.1 长江口台风暴潮模型

本文采用 ADCIRC (Advanced Circulation Model) 二维模式^[38–39] 构建适用于长江口风暴增水模拟的水动力模型。采用“中心修正混合风场”方法^[40], 以再分析气象资料作为背景场、叠加台风模型计算结果推算热带气旋期间模型计算域内风场和气压场。

2.1.1 ADCIRC 二维模式

ADCIRC 二维模式^[38–39] 通过求解垂向平均的连续方程和动量方程得到自由表面水位和垂向平均流速。ADCIRC 二维模式在空间上采用有限单元法进行数值离散, 可以适应复杂的边界条件; 在时间上采用半隐式有限差分格式, 兼顾计算效率和稳定性。为了避免伽辽金有限元离散可能出现的数值问题, 如振荡、不守恒性等计算不稳定, ADCIRC 二维模式采用广义波动连续性方程代替原有的连续方程。作为新一代海洋水动力计算模型, ADCIRC 二维模式具有以下特点: (1) 采用广义波动连续性方程与动量方程结合, 基于伽辽金有限元方法进行数值求解, 提高计算的精确性和稳定性; (2) 采用非结构三角形网格, 可灵活调整网格分辨率以刻画复杂的岸线和地形; (3) 包含较多物理过程, 如风、气压、天文潮、河流径流、海浪辐射应力等; (4) 采用干湿法处理动边界, 可以处理因水位涨落引起的水陆边界变化; (5) 采用并行计算, 可以显著提高计算效率。

2.1.2 风场构造

在进行风暴增水数值重构时, 目前常采用两种气象资料作为水动力模型的气象驱动条件: (1) 全球或者区域性再分析气象资料; (2) 由台风模型构建的气压场和风场。前者覆盖时间长、范围广, 但是会对台风中心附近风速存在低估^[41]; 后者能合理反演台风中心附近风场, 但是对台风发生前后或离台风中心较远区域的风场刻画不准确^[40]。鉴于此, 本研究采用参考文献^[40] 提出的“中心修正混合风场”方法, 以欧洲中期天气预报中心最新发布的 ERA5 全球再分析气象资料 (<https://www.ecmwf.int/en/forecasts/datasets/reanalysis-datasets/era5>)^[42] 作为背景风场和气压场, 首先依据台风资料修正 ERA5 再分析气象资料中的台风中心位置, 并通过台风模型局部修正台风影响范围内的风场和气压场, 在此基础上构建台风暴潮模型计算域内混合风场和气压场, 作为台风暴潮模型输入条件。台风期间混合风场的计算表达式如下:

$$V_{\text{blend}} = \begin{cases} V_{\text{mod}} & r < R_1, \\ (1-\alpha)V_{\text{mod}} + \alpha V_{\text{ERA5}} & R_1 \leq r \leq R_2, \\ V_{\text{ERA5}} & r > R_2, \end{cases} \quad (1)$$

$$\alpha = \frac{r - R_1}{R_2 - R_1}, \quad (2)$$

$$R_1 = R_{\text{op}} - \beta R_t, \quad (3)$$

$$R_2 = R_{\text{op}} + (1 - \beta)R_t, \quad (4)$$

式中, r 为计算点到台风中心的距离; V_{blend} 为混合风场风速; V_{mod} 为台风模型风速; V_{ERA5} 为 ERA5 再分析风场风速; R_{op} 为台风模型风场和 ERA5 再分析风场的最优组合半径, 根据台风模型风场和 ERA5 再分析风场计算精度确定; R_t 为混合风场过渡区宽度, 取为 1.2 倍最大风速半径; β 为经验系数, 取为 0.3; R_1 和 R_2 为混合风场过渡区的内外边界半径; 构建混合风场时, 在混合风场过渡区内边界半径 R_1 内使用台风模型计算值, 在过渡区外边界半径 R_2 外使用 ERA5 再分析资料; α 为过渡系数, 表示混合风场过渡区内台风模型风速和 ERA5 再分析风场风速的权重。台风期间模型计算域内混合气压场与混合风场的构造方法相同。

在台风模型方面, Jelesnianski 模型^[43]在我国海域台风风场和气压场构造中得到广泛应用^[27, 40, 44]。因此, 本研究选用 Jelesnianski 模型^[43], 在此基础上叠加 Jakobsen 和 Madsen^[45]提出的台风移动风场计算结果, 推算台风中心附近的台风风场和气压场。最大风速半径采用 Knaff 等^[46]提出的经验计算方法推求。台风信息提取自中国气象局热带气旋最佳路径数据集^[47-48](https://tcdata.typhoon.org.cn/zjljsjj_sm.html)。该数据集可提供 1949 年以来西北太平洋海域热带气旋每 6 小时的位置和强度。2017 年起, 对于登陆我国的台风, 在其登陆前 24 h 时段内, 最佳路径时间频次加密为逐 3 h 一次。

2.1.3 模型设置

风暴潮模型覆盖范围为 $14^\circ \sim 42^\circ \text{N}$, $106^\circ \sim 144^\circ \text{E}$, 网格尺寸由外海向近岸递减, 外海处网格尺寸最大为 141 km, 近岸区域因岸线和地形条件复杂, 网格尺寸最小为 100 m; 共 125 975 个网格节点, 共 241 732 个网格单元(图 1a, 图 1b)。模型计算区域水深分布如图 1c, 图 1d 所示, 长江口及邻近海域近岸水深地形取自实测水深资料和海图, 远海区域水深地形由全球海陆数据库^[49](The General Bathymetric Chart of the Oceans, GEBCO, <https://www.gebco.net>)提供。

外海开边界的各主要分潮 (K_1 、 O_1 、 P_1 、 Q_1 、 M_2 、 S_2 、 N_2 、 K_2) 的调和常数由全球潮汐模式 TPXO^[50]插值得到。长江上游径流采用大通站的逐时流量资料推算。陆边界采用不可入射条件, 即取法向流速为 0 m/s。

2.2 非平稳极值统计模型

2.2.1 非平稳广义极值分布

基于非平稳序列极值理论的研究表明, 通过构造时变分布参数对传统极值模型进行改进, 可以刻画非平稳时间序列的变化特征^[7, 51-52]。本研究采用非平稳广义极值分布对长江口极端增水进行统计分析。对相互独立的非平稳年极值增水序列 z_t , $t = 1, 2, \dots, M$, 其随时间变化的概率分布表达式如下:

$$G(z_t; \mu_t, \sigma_t, \xi_t) = \begin{cases} \exp \left\{ - \left[1 + \xi_t \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right) \right]^{-1/\xi_t} \right\} & \xi_t \neq 0, \\ \exp \left\{ - \exp \left[- \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right) \right] \right\} & \xi_t = 0, \end{cases} \quad (5)$$

式中, $1 + \xi_t(z_t - \mu_t)/\sigma_t > 0$; μ_t 为时变位置参数; σ_t 为时变尺度参数; ξ_t 为时变形状参数。就非平稳增水序列而言, 使用时间作为增水序列分布参数的解释变量可以比较直观地描述增水序列的变化, 其中增水序列的趋势性变化主要由位置参数体现^[31-32]。

非平稳序列分位数为 q 的极值增水计算如下:

$$z_{q,t} = \begin{cases} \mu_t - \frac{\sigma_t}{\xi_t} \{1 - [-\ln(1-q)]^{-\xi_t}\} & \xi_t \neq 0, \\ \mu_t - \sigma_t \ln[-\ln(1-q)] & \xi_t = 0, \end{cases} \quad (6)$$

式中, $z_{q,t}$ 为发生重现期为 $1/q$ 年的时变极值增水, $0 < q < 1$ 。

目前常采用的极值分析取样方法包括: (1) 区组最大值(如年极值)法; (2) 超阈值法(POT); (3) r 大值法。为了增大数据分析样本和减小分析结果的不确定性, 目前常采用非平稳广义极值分布结合 r 大值取样方法, 开展非平稳时间序列极值分析^[51-52]。在我国沿海增水极值分析中, r 取值对结果可能产生较大影响^[20]。因此, 在采用 r 大值方法进行增水极值分析取样时, 需要对 r 的取值进行敏感性分析。

2.2.2 非平稳广义极值分布参数估计

采用状态空间模型推算非平稳广义极值分布时变参数。状态空间模型是一类用于描述可观测变量与不可观测变量之间相互传递关系的随机模型, 以贝叶斯滤波为理论基础, 借助统计计算模拟方法, 为处理广泛的线性和非线性时间序列问题提供统一的分析框架^[53]。由于系统非线性演化下其概率分布函数不存在解析表达, 不能用贝叶斯滤波算法求出精确解, 目前已经发展基于蒙特卡罗算法的粒子滤波技术, 寻求系统非线性演化下贝叶斯滤波的近似解^[54-56]。状态空间模型由状态方程和观测方程两部分组成, 其中状态方程是表示相邻时刻的状态转移变化规律, 观测方程表示观测信息和状态之间的关系, 表达式如下:

$$x_t \sim f_\theta(x_t | x_{t-1}), \quad (7)$$

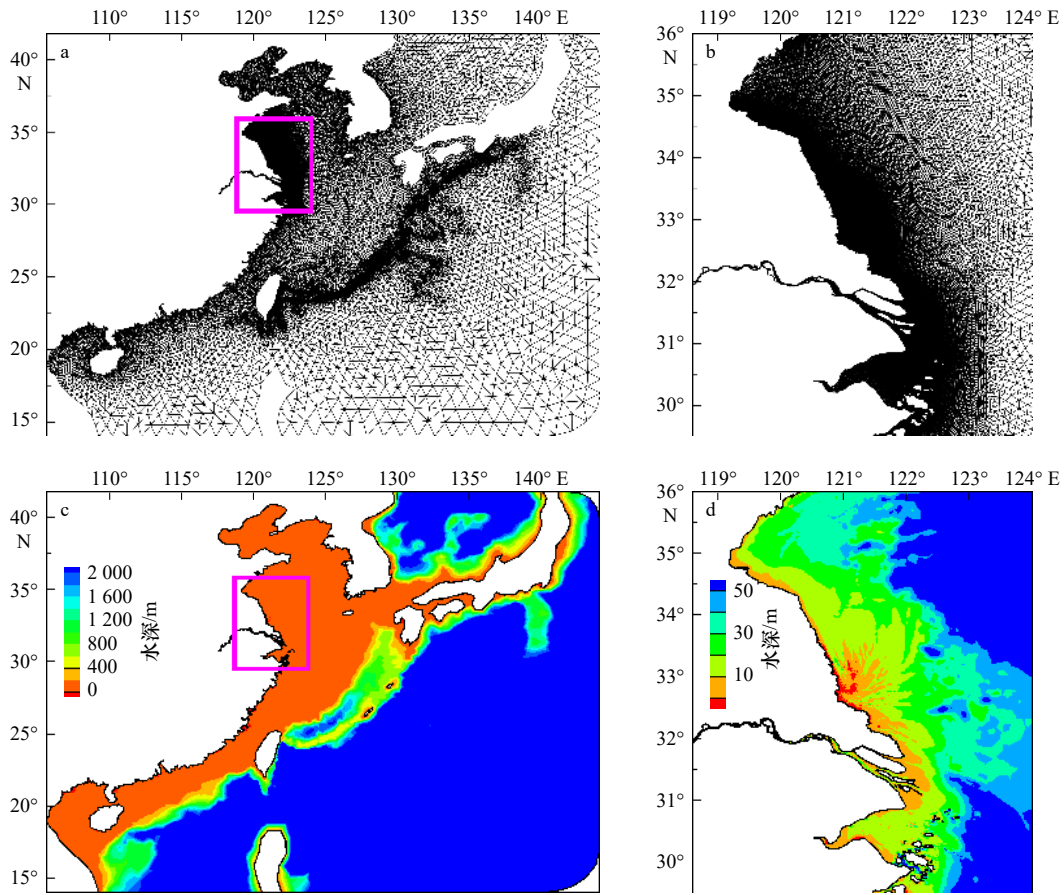


图 1 风暴潮模型网格布置及水深分布

Fig. 1 Mesh and bathymetry for storm surge modeling

b 和 d 分别为 a 和 c 紫色框中网格和地形的局部放大图

b and d are the zoom-in mesh and bathymetry within the purple rectangles in a and c, respectively

$$y_t \sim g_\theta(y_t | x_t), \quad (8)$$

式中, x_t 是状态变量; y_t 是观测量; f_θ 是状态转移函数; g_θ 为观测函数; θ 为满足模型需要而引入的参数。

非平稳增水序列的广义极值分布包含 3 个时变分布参数, 分别是位置参数 μ_t 、尺度参数 σ_t 和形状参数 ξ_t , 理论上均可能存在非平稳性, 可作为状态变量进行估计。在已有的水文序列非平稳性研究中, 通常认为水文序列随时间变化的趋势体现在位置参数上, 尺度参数和形状参数对于同一研究地区或较短的研究年限来说可以看作稳定变量^[4]。本研究首先基于非参数逼近方法, 使用滑动窗口(25 年)进行有限样本的极值分布拟合, 初步分析位置参数、尺度参数和形状参数的变化特征。在此基础上, 采用状态空间模型, 对呈现非平稳变化特征的分布参数作为状态变量进行估计。图 2b 至图 2d 为年极端增水样本数 $r=3$ (r 取值将在第 4 节中具体论证) 时长江口各验潮站处(图 2a) 3 个极值分布参数的拟合结果随滑动窗口的变化过程, 其中位置参数存在显著的上升趋势, 尺度参数和形状参数则基本平稳。因此, 本研究仅将位置

参数 μ_t 作为状态变量进行估计, 尺度参数和形状参数均认为是不随时间变化的量。

参考 Marcos 等^[4] 应用于极端水位非平稳性研究的状态空间模型, 本研究中状态转移方程和观测方程表达式分别为

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \omega_t, \quad (9)$$

$$(z_{1,t}, z_{2,t}, z_{3,t} | \mu_t) \sim G(\mu_t, \sigma, \xi), \quad (10)$$

式中, 状态变量 μ_t 为时变位置参数; 观测数据 $(z_{1,t}, z_{2,t}, z_{3,t})$ 为某验潮站处第 t 年前三大值增水; ω_t 为状态转移噪声, 满足 $\omega_t \sim N(0, q)$; σ 为尺度参数; ξ 为形状参数。

本研究旨在根据极端增水样本推断时变位置参数, 即得到时变位置参数后验分布 $p(\mu_{1:T} | z_{1,1:T}, z_{2,1:T}, z_{3,1:T})$ 。由于状态转移噪声的方差 q 未知, 因此实际求解时需要得到时变位置参数和状态转移噪声方差的联合后验分布 $p(\mu_{1:T}, q | z_{1,1:T}, z_{2,1:T}, z_{3,1:T})$ 。同时, 鉴于本研究建立的状态空间模型具有非线性特征, 采用 Lindsten 等^[55] 提出的 PGAS (Particle Gibbs with Ancestor Sampling) 算法对模型进行求解。具体计算时,

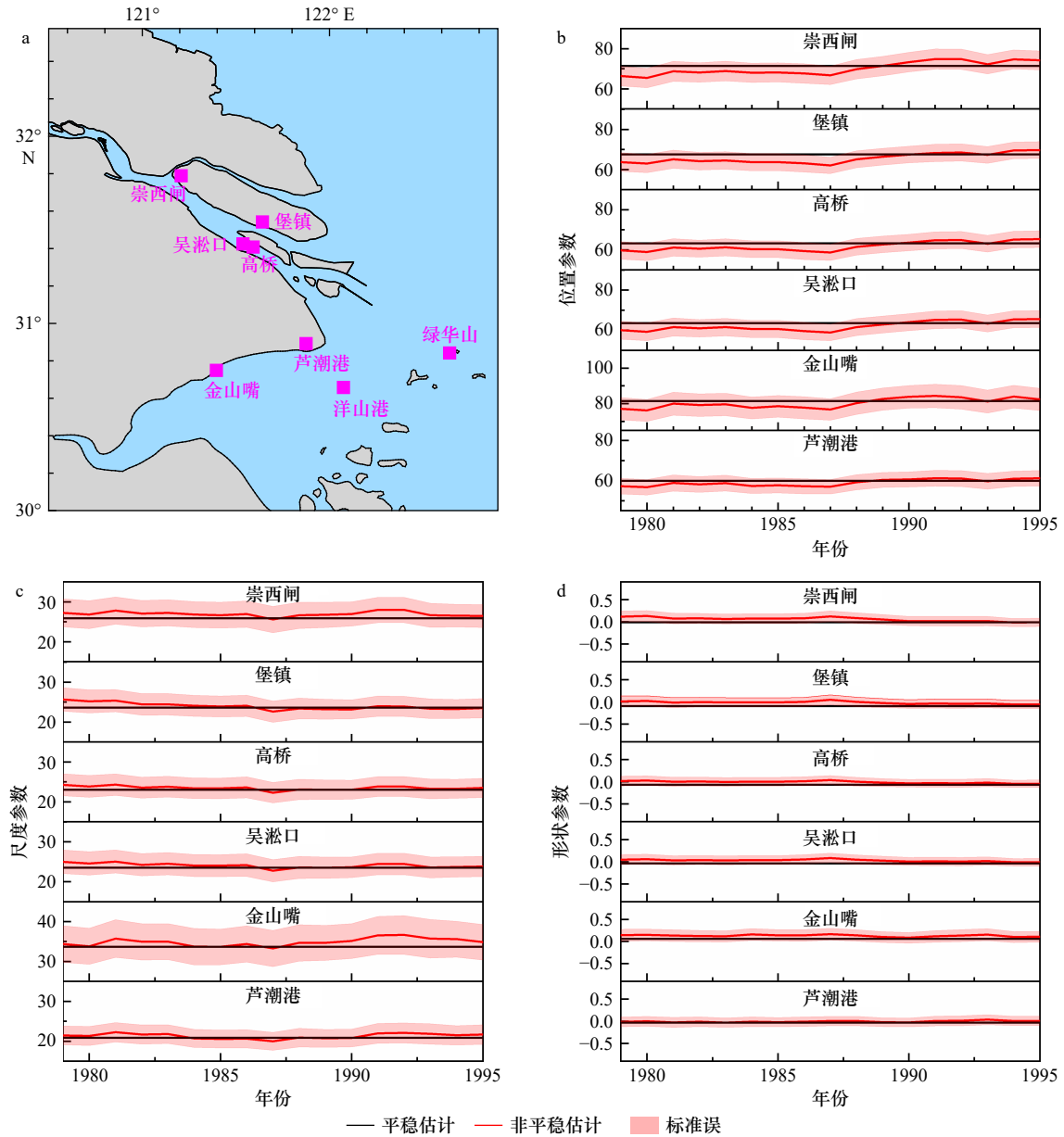


图2 年极端增水样本数 $r=3$ 时各验潮站处增水极值分布参数的拟合结果
 Fig. 2 Fitting results of the parameters of GEV distribution for the annual three-largest storm surges at the tide gauges

a. 长江口及附近海域验潮站位置; b. 位置参数; c. 尺度参数; d. 形状参数
 a. Locations of tide gauges within Changjiang Rvier Estuary and its adjacent area; b. location parameter; c. scale parameter; d. shape parameter

采用逆 Gamma 先验分布对状态转移噪声的方差 q 进行估计, 并采用重采样方法解决粒子退化问题。具体参数设置时, 采用粒子数 $N=500$, 迭代次数为 2000, 选择最后 500 次迭代数据为分析样本。

首先采用状态空间模型对合成的位置参数序列进行估计, 验证模型和算法的合理性。采用随机游走生成一个满足状态转移过程的时长为 150 年的位置参数序列(图 3 中的黑色曲线), 设定尺度参数 σ 和形状参数 ξ 已知, 结合位置参数序列生成满足非平稳广义极值分布的虚拟样本数据, 数据时长为 150 年, 每年各 3 个样本数据。使用 PGAS 算法依据样本数据

对时变位置参数进行估计(图 3 中的红色曲线)。对比图中位置参数的真实值与估计值可知, 位置参数的估计值和真实值之间的拟合较好, 表明基于 PGAS 算法的状态空间模型可用于非平稳位置参数估计。

3 风暴潮模型验证与计算结果

3.1 台风风场验证

首先对采用本文方法构建的台风风场进行检验。为了合理评估构建台风风场的准确度, 采用相关系数 (ρ)、均方根误差 (RMSE) 和平均绝对误差 (MAE) 3 个指标对实测和模拟结果进行对比分析:

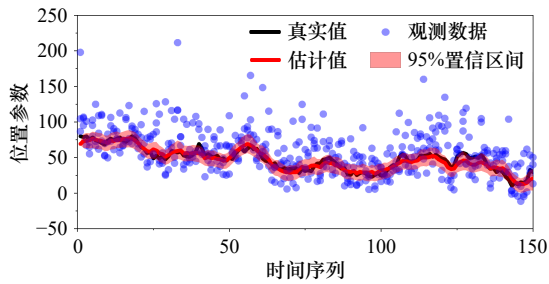


图 3 PGAS 算法用于非平稳位置参数计算验证

Fig. 3 Verification of non-stationary location parameter estimated by PGAS algorithm

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}, \quad (11)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}, \quad (12)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - y_i|, \quad (13)$$

式中, x_i 和 y_i 分别为实测和模拟数据; \bar{x} 和 \bar{y} 分别为实测和模拟数据的平均值; n 为数据个数; 相关系数描述了实测和模拟数据的拟合程度; 均方根误差和平均绝对误差描述了实测和模拟数据的偏差程度。

图 4 为 1909 号超强台风“利奇马”期间实测和模拟生成台风风场的比较结果。其中, 实测台风风圈半径 (30 节和 50 节风圈半径) 资料由 IBTrACS (International Best Track Archive for Climate Stewardship) 热带气旋最佳路径数据^[57-58](<https://www.ncei.noaa.gov/products/international-best-track-archive/>) 提供。在超强台风“利奇马”期间, 模拟与实测 30 节和 50 节风圈半径的相关系数均大于 0.90; 30 节风圈半径的均方根误差为 37.0 km, 平均绝对误差为 31.8 km; 50 节风圈半径的均方根误差为 24.9 km, 平均绝对误差为 22.1 km。在大戢山和九段沙气象站处, 模拟和实测风速的相关系数均不小于 0.90, 均方根误差均不大于 2.0 m/s, 平均绝对误差均不大于 1.5 m/s。在大戢山和高桥气象站处, 模拟和实测气压的相关系数均大于 0.90, 均

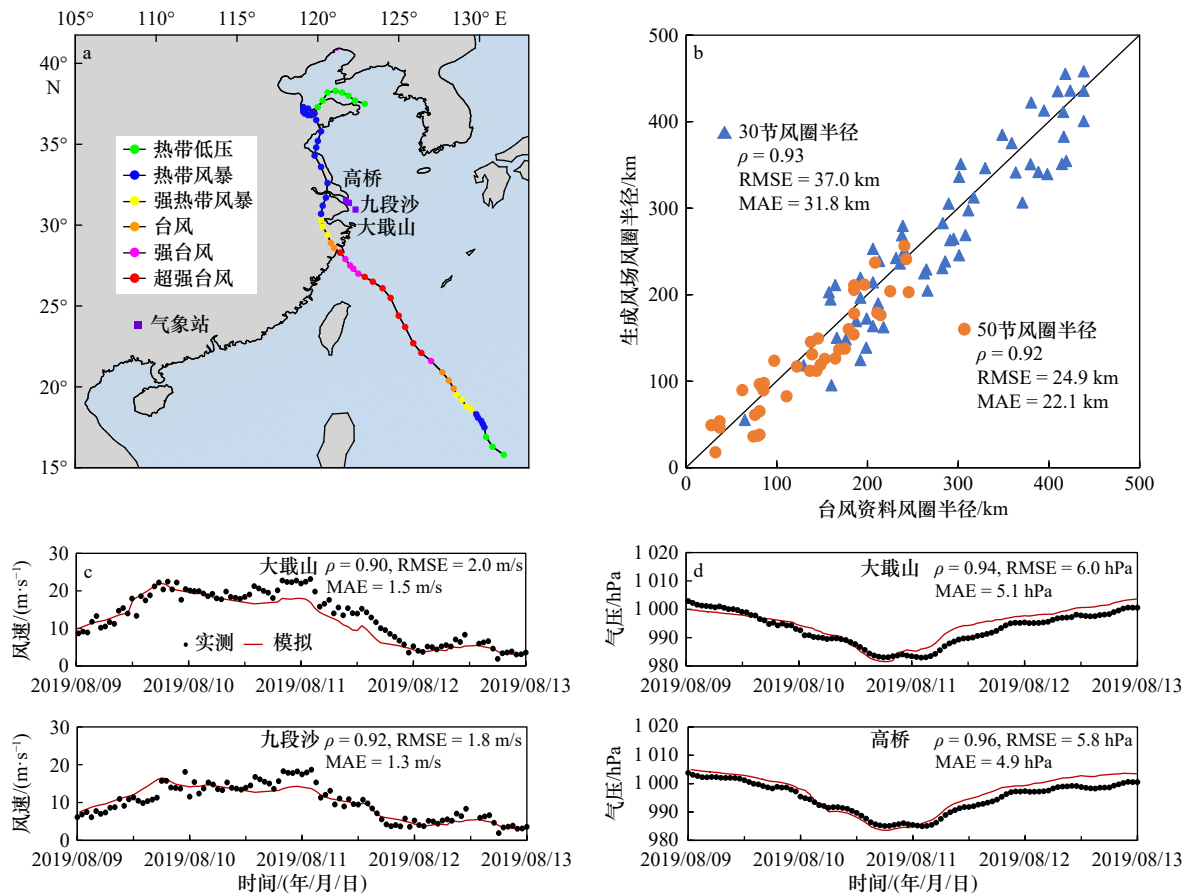


图 4 1909 号超强台风“利奇马”期间风速和气压验证

Fig. 4 Verification of wind and pressure during the 1909 Super Typhoon Lekima

a. 台风路径及强度; b. 风圈半径验证; c. 风速验证; d. 气压验证

a. Storm track and intensity; b. verification of different gale-force wind radii; c. verification of wind speed; d. verification of atmospheric pressure

方根误差均不大于 6.0 hPa, 平均绝对误差均不大于 5.1 hPa。可见, 采用本文方法生成的台风风场结果与实测值吻合良好, 可作风暴潮模型驱动风场。

3.2 天文潮及风暴增水验证

对天文潮位和风暴增水的模拟结果进行验证。图 5 为 2017 年 10 月 16–29 日间金山嘴、芦潮港、绿华山和洋山港验潮站位置处的天文潮位验证过程。与此同时, 选取 2019 年在长江口海域产生较大增水的 3 场台风, 包括 1909 号超强台风“利奇马”、1917 号台风“塔巴”和 1918 号台风“米娜”, 对风暴增水模拟结果进行验证。考虑文章篇幅, 仅在图 6 中列出 1909 号超强台风“利奇马”期间高桥、吴淞口和芦潮港验潮站处的增水验证结果。

在各验潮站处, 模拟与实测天文潮位的相关系数

均不小于 0.99, 均方根误差不大于 0.10 m, 平均绝对误差不大于 0.08 m。就风暴增水而言, 1909 号超强台风“利奇马”、1917 号台风“塔巴”和 1918 号台风“米娜”在吴淞口验潮站处生成的最大风暴增水值分别为 0.95 m、0.92 m 和 1.18 m, 模拟最大增水值与实测值相差不超过 0.07 m。此外, 各验潮站处模拟风暴增水与实测值的相关系数达到 0.80 左右, 均方根误差不超过 0.09 m, 平均绝对误差不超过 0.07 m。由此可见, 验证时段内模拟结果与实测值吻合良好, 说明风暴潮模型能够很好地复演长江口的历史潮位过程和风暴增水过程。

3.3 长江口历史台风风暴增水重构

在风暴潮模型验证的基础上, 以吴淞口验潮站处增水作为标准, 结合中国气象局热带气旋最佳路径数据 [47–48], 对 1979–2019 年间西北太平洋海域热带气旋

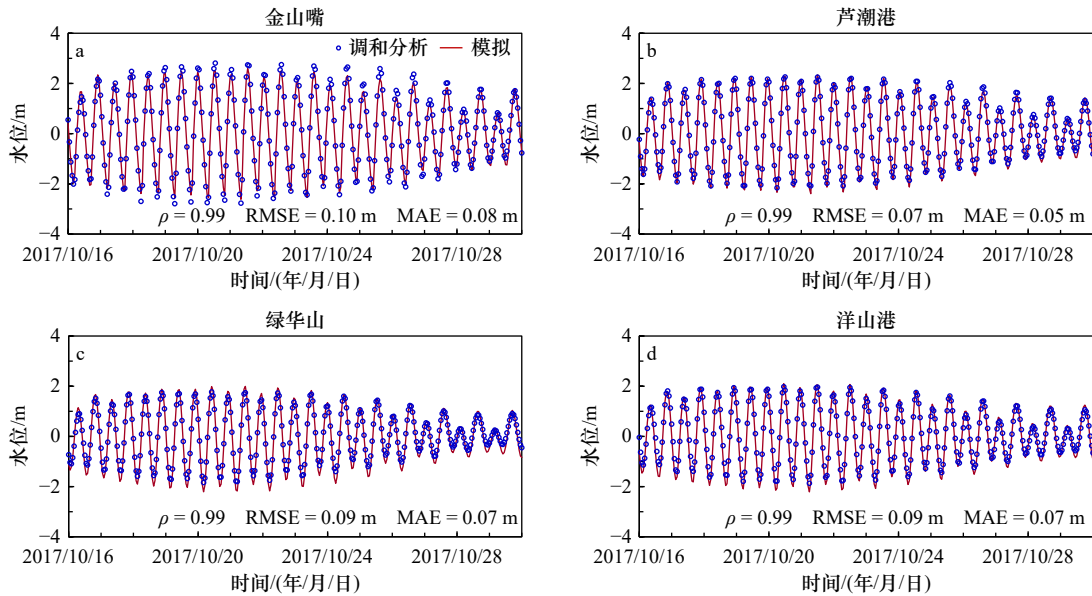


图 5 天文潮验证结果

Fig. 5 Verification of astronomical tide level

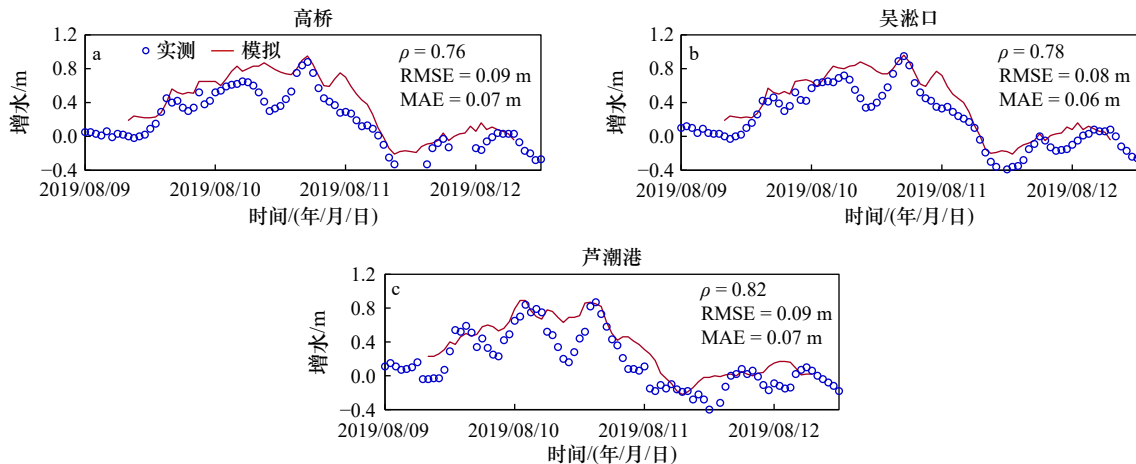


图 6 1909 号超强台风“利奇马”期间增水验证结果

Fig. 6 Verification of storm surge level during the 1909 super Typhoon Lekima

进行遴选,共筛选出 241 场对长江口有显著影响的热带气旋。采用“中心修正混合风场”方法,结合 ERA5 全球再分析气象资料和中国气象局热带气旋最佳路径资料,对筛选出的 241 场热带气旋期间模型计算域内混合风场和气压场进行构造,输入风暴潮模型,构建该 241 场热带气旋期间长江口风暴增水数据集,作为长江口极端增水非平稳变化特征分析的基础。

4 极值分析采样取值敏感性分析

如 2.2 节中介绍,年极端增水样本数 r 取值对极值分布拟合结果可能产生较大影响,因此需要进行敏感性分析。长江口及相邻外海各验潮站处(图 2a)每年受热带气旋影响多达 7 次,少至 3 次。鉴于此,对年极端增水样本数 r 取值为 1、2 和 3 时进行分析。图 7 为长江口及相邻外海各验潮站处年第一、第二和第三大值增水的时间序列及相应趋势。各验潮站年第一大值增水的趋势性并不显著,仅崇西闸、高桥、金山嘴和芦潮港这 4 个验潮站有 0.1~0.3 cm/a 的增长趋势,但是没有通过 95% 显著性检验。年第二和第三大值增水的线性趋势均较年第一大值增水明显,各验潮站处增水线性趋势介于 0.3~0.8 cm/a 之间。因此,仅采用年极值作为样本,对于极端增水非平稳性研究并不合适。

采用平稳的广义极值分布分别对各验潮站处年极端增水样本数 r 取值为 1、2 和 3 情况下的位置参数 μ , 尺度参数 σ 和形状参数 ξ 进行拟合,通过拟合结果进一步分析 r 的取值(表 1)。对比同一验潮站处参数拟合结果可以发现, $r=2$ 和 $r=3$ 情况下的位置参数结果十分接近, $r=1$ 情况下的位置参数结果小于 $r=2$ 和 $r=3$ 的情况; $r=1$ 和 $r=2$ 情况下的尺度参数结果十分接近,小于 $r=3$ 情况下的尺度参数; r 取值 1、2 和 3 情况下的形状参数结果基本相同。再结合标准误差来看, $r=3$ 情况下的标准误差相对于 $r=1$ 和 $r=2$ 来说更小。综合以上分析,同时实现最大化利用样本数据,应采用 $r=3$ 即每年前 3 个相互独立的极端增水作为数据样本开展长江口极端增水非平稳变化研究。

5 长江口极端增水非平稳变化特征及成因分析

5.1 长江口极端增水非平稳变化特征

以长江口各验潮站年前三大增水序列作为极值分析样本,采用状态空间模型对非平稳极值分布的时变位置参数进行模拟。由于尺度参数 σ 和形状参数 ξ 随时间变化较小,采用表 1 中 $r=3$ 时平稳极值分布的拟合结果。

长江口各验潮站极端增水非平稳广义极值分布

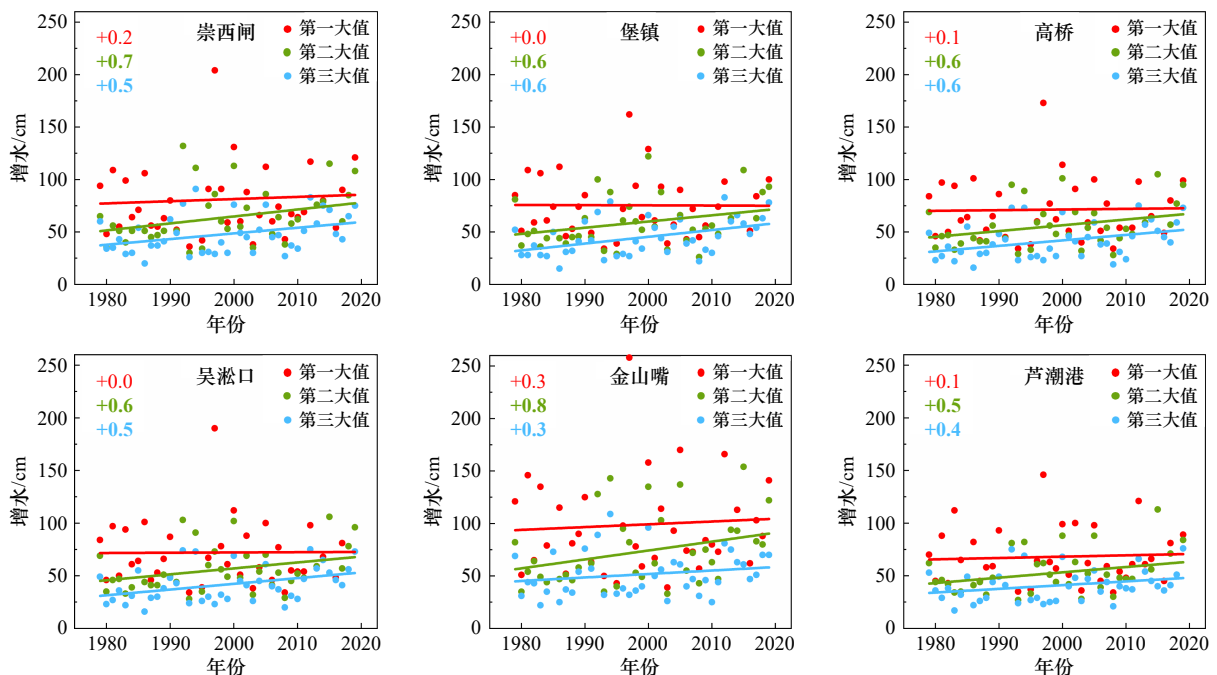


图 7 各验潮站年前三大值增水及线性趋势

Fig. 7 Annual three-largest storm surges and their linear trends

加粗字体表示趋势通过 95% 显著性检验

Bold fonts present trends passing 95% significance test

表1 年极端增水样本数 r 取值为 1、2 和 3 情况下长江口各验潮站处增水的平稳估计结果Table 1 Estimated parameters of the GEV distribution for the annual maxima storm surge under stationary assumption when $r = 1, 2, 3$, respectively

| 验潮站 | r 取值 | 位置参数 ± 标准误差/cm | 尺度参数 ± 标准误差/cm | 形状参数 ± 标准误差/cm |
|-----|--------|----------------|----------------|----------------|
| 崇西闸 | 1 | 65.9 ± 4.1 | 23.0 ± 3.1 | 0.1 ± 0.1 |
| | 2 | 70.5 ± 3.6 | 23.7 ± 2.4 | 0.1 ± 0.1 |
| | 3 | 71.5 ± 3.6 | 25.9 ± 2.2 | 0.0 ± 0.1 |
| 堡镇 | 1 | 62.9 ± 3.9 | 21.4 ± 2.9 | 0.0 ± 0.1 |
| | 2 | 66.7 ± 3.4 | 22.2 ± 2.1 | 0.0 ± 0.1 |
| | 3 | 67.5 ± 3.3 | 23.6 ± 1.8 | -0.1 ± 0.1 |
| 高桥 | 1 | 58.4 ± 3.6 | 19.7 ± 2.7 | 0.1 ± 0.1 |
| | 2 | 61.9 ± 3.0 | 20.1 ± 2.0 | 0.1 ± 0.1 |
| | 3 | 63.3 ± 3.2 | 23.0 ± 1.8 | -0.1 ± 0.1 |
| 吴淞口 | 1 | 58.4 ± 3.6 | 20.0 ± 2.8 | 0.1 ± 0.1 |
| | 2 | 62.2 ± 3.1 | 20.6 ± 2.1 | 0.1 ± 0.1 |
| | 3 | 63.6 ± 3.3 | 23.5 ± 1.9 | 0.0 ± 0.1 |
| 金山嘴 | 1 | 77.7 ± 5.5 | 30.0 ± 4.3 | 0.1 ± 0.1 |
| | 2 | 82.2 ± 5.0 | 32.1 ± 3.4 | 0.1 ± 0.1 |
| | 3 | 81.5 ± 4.7 | 33.7 ± 3.2 | 0.1 ± 0.1 |
| 芦潮港 | 1 | 54.8 ± 3.4 | 18.0 ± 2.7 | 0.1 ± 0.2 |
| | 2 | 58.3 ± 2.9 | 19.1 ± 2.0 | 0.1 ± 0.1 |
| | 3 | 59.9 ± 2.9 | 20.9 ± 1.7 | 0.0 ± 0.1 |

的时变位置参数如图8所示。可以看出,各验潮站处位置参数在2008年前基本保持平稳,与基于平稳假设的估计结果相近,2008年后位置参数有明显的上升趋势。结合第4节对年前三大值增水的分析结果,可知各验潮站处年第一大值增水的趋势变化不明显,年第二和第三大值有较明显的线性趋势。可见,长江口极端增水在2008年前后的趋势性增大主要由年第二和第三大值增水增大贡献。

采用 Mann-Kendall(简称 M-K)法^[59]对时变位置参数的变化进行进一步检验,结果如表2所示。首先根据 p 值确定是否存在单调趋势(大于 0.05 是没有单调趋势),然后根据 z 值符号判断是增大趋势或减小趋势。由表可知,长江口各验潮站处时变位置参数在2008年前后出现单调增加的趋势。对2008–2019年间长江口各验潮站处极端增水非平稳广义极值分布时变位置参数的线性上升率进行检验,结果表明,长江口内堡镇验潮站处时变位置参数的线性上升率最大,约为 1.2 cm/a;在崇西闸、高桥和吴淞口验

潮站处,极端增水时变位置参数的线性上升率约为 1.0 cm/a;在长江口以南的金山嘴和芦潮港验潮站处,时变位置参数的线性上升率略小,约为 0.8 cm/a。

为了验证广义极值分布在长江口增水频率分析中的适用性,采用现行《港口与航道水文规范》(JTS 145–2015)^[60]推荐的极值 I 型分布对长江口各验潮站处年极值增水序列进行频率分析,与年极端增水样本数 $r = 3$ 时的平稳和非平稳广义极值分布拟合结果进行对比,结果列于表3。可以看出, $r = 3$ 时平稳广义极值分布推算的百年一遇增水与极值 I 型分布计算结果十分接近。在各验潮站处,基于两种极值分布推算的百年一遇风暴增水值相差不超过 4 cm,说明 $r = 3$ 时的平稳广义极值分布在长江口运用效果与极值 I 型分布一致。表3同时列出基于平稳假设推算和非平稳极值统计模型推算(采用2019年的位置参数估计值)的长江口各验潮站处百年一遇增水值。由计算结果可知,考虑极端增水非平稳变化时长江口百年一遇增水值均大于基于平稳假定的推算结果;在堡镇验

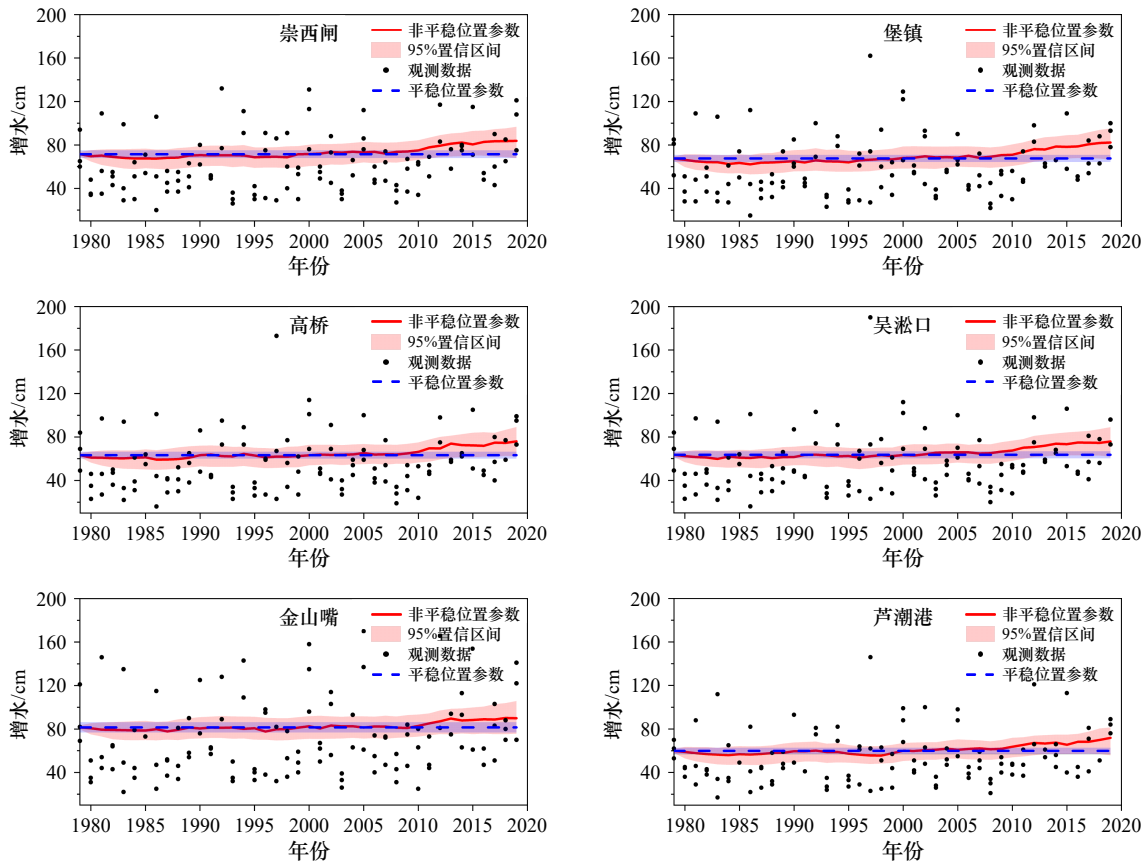


图 8 非平稳条件下各验潮站处位置参数模拟结果

Fig. 8 Fitting results of location parameters under non-stationary conditions at the tide gauges

表 2 各验潮站处非平稳位置参数 M-K 检验结果

Table 2 Results of M-K test of non-stationary location parameters at the tide gauges

| 验潮站 | p值 | z值 | 突变年份 |
|-----|------------------------|-----|------|
| 崇西闸 | 9.25×10^{-12} | 6.8 | 2008 |
| 堡镇 | 1.61×10^{-12} | 7.1 | 2007 |
| 高桥 | 1.72×10^{-11} | 6.7 | 2006 |
| 吴淞口 | 1.26×10^{-11} | 6.8 | 2007 |
| 金山嘴 | 1.41×10^{-8} | 5.7 | 2009 |
| 芦潮港 | 6.99×10^{-10} | 6.2 | 2009 |

潮站处, 两种方法推算的百年一遇增水差值最大, 为

15 cm; 在金山嘴验潮站处, 两种方法推算的百年一遇增水差值最小, 为 8 cm。相应地, 在考虑非平稳性情况下, 原平稳假设下百年一遇增水事件发生重现期将缩短: 在堡镇验潮站处, 原平稳假设下百年一遇增水事件发生重现期将缩短至约 40 年; 在金山嘴验潮站处, 原平稳假设下百年一遇增水事件发生重现期将缩短至约 80 年; 在其余验潮站处, 原平稳假设下百年一遇增水事件发生重现期将缩短至约 50~60 年(图 9)。由此可知, 长江口风暴潮风险可能会显著增大。

5.2 成因分析

为明晰长江口极端增水非平稳变化的成因, 本文对引起年前三大值增水的热带气旋路径和强度进行

表 3 长江口各验潮站处百年一遇风暴增水比较

Table 3 Comparison of storm surge levels with 100-year return period at the tide gauges

| 验潮站 | 崇西闸 | 堡镇 | 高桥 | 吴淞口 | 金山嘴 | 芦潮港 |
|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 极值I型/cm | 186 | 159 | 155 | 163 | 256 | 152 |
| 平稳估计/cm | 187 | 156 | 153 | 162 | 260 | 149 |
| 非平稳估计/cm | 200 | 170 | 166 | 175 | 268 | 161 |
| 非平稳和平稳估计差值/cm | 12 | 15 | 13 | 12 | 8 | 12 |

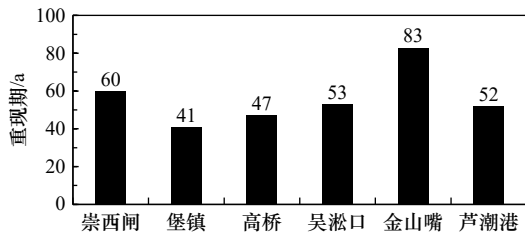


图9 基于平稳假设的百年一遇增水在考虑非平稳变化下的重现期

Fig. 9 The reoccurrence level of 100-year return levels based on the stationary assumption when considering non-stationary features

分析。1979–2019年间引起长江口年前三大值增水的热带气旋路径分类见图10。以崇西闸验潮站为例,图11为年第一、第二和第三大值增水所对应的热带气旋强度和路径频率统计结果。2008年前,引起

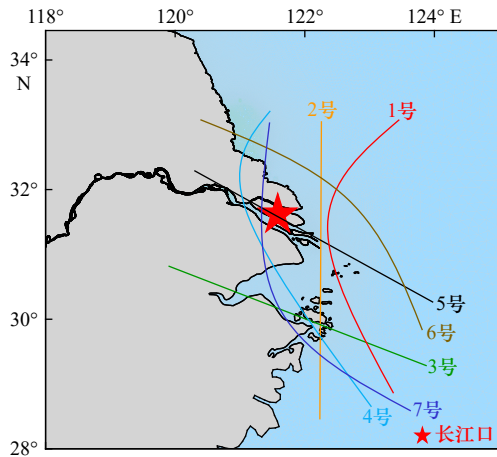


图10 热带气旋路径分类示意图

Fig. 10 Schematic diagram of tropical cyclone track categories

1号路径:热带气旋北上到长江口附近海域再转向外海;2号路径:热带气旋北向直行经过长江口外海;3号路径:热带气旋在长江口以南登陆;4号路径:热带气旋在长江口以南登陆并北上经过长江口西侧;5号路径:热带气旋直接登陆长江口;6号路径:热带气旋在长江口以北登陆;7号路径:热带气旋在长江口以南登陆并转向穿过长江口

Track type 1: tropical cyclones track northwards until reaching near the Changjiang River Estuary and continue moving offshore; track type 2: tropical cyclones track northwards in the offshore of the Changjiang River Estuary; track type 3: tropical cyclones make landfall to the south of the Changjiang River Estuary; track type 4: tropical cyclones make landfall to the south of the Changjiang River Estuary and continue moving northwards to the west of the Changjiang River Estuary; track type 5: tropical cyclones make landfall at the Changjiang River Estuary; track type 6: tropical cyclones make landfall to the north of the Changjiang River Estuary; track type 7: tropical cyclones make landfall to the south of the Changjiang River Estuary and continue moving northward to the Changjiang River Estuary

崇西闸验潮站处年第一大值增水的热带气旋以在长江口以北登陆的超强台风、在长江口以南登陆并北上经过长江口西侧的台风以及直接登陆长江口的强台风为主;2008年后引起崇西闸验潮站处年第一大值增水的超强台风占比有显著增加,由34%增加到58%,台风和强台风的占比有所减小。超强台风占比的增加主要来源于在长江口以南登陆并北上经过长江口西侧和直接登陆长江口热带气旋的增强。2008年前引起崇西闸验潮站处年第二大值增水的热带气旋以台风、强台风和超强台风为主,路径类别较多;2008年后引起崇西闸验潮站处年第二大值增水的热带气旋更集中于强台风和超强台风,相比2008年前占比增加26%和18%,其中以北上到长江口附近海域再转向外海的强台风和超强台风占比增加为主。2008年前引起崇西闸验潮站处年第三大值增水的热带气旋也以台风、强台风和超强台风为主,路径类别较多;但2008年后的热带气旋以超强台风为主,其中北上到长江口附近海域再转向外海的超强台风占比的显著增加。其余验潮站处相应热带气旋的路径和强度频率统计结果与崇西闸较为一致,限于文章篇幅不再列出。

综上,2008年后引起年第二大值和第三大值增水的热带气旋强度相比于2008年之前有显著增强,超强台风占比显著增加,且主要由北上到长江口附近海域再转向外海的热带气旋贡献。此外,2008年后热带气旋路径类别相比之前变得较为集中。由于长江口极端增水2008年后趋势性增大主要受年第二和第三大值增水的影响,可以明确长江口极端增水的非平稳变化主要是由北上到长江口附近海域再转向外海的超强台风增多引起。

6 结论

本文基于ADCIRC构建了适用于长江口的风暴潮模型,对1979–2019年间长江口历史台风风暴潮增水进行数值重构。结合非平稳广义极值分布和状态空间模型,搭建适用于长江口非平稳极端增水频率分析的数学统计模型,探究长江口极端增水非平稳变化特征。基于极端增水非平稳广义极值分布的研究结果表明,长江口极端增水非平稳变化主要体现在位置参数上,形状参数和尺度参数随时间变化不明显。长江口各验潮站处极端增水的非平稳广义极值分布时变位置参数在2008年前表现为波动特征,之后呈现趋势性增大。2008–2019年间各验潮站处极端增水非平稳广义极值分布时变位置参数的线性上升率介

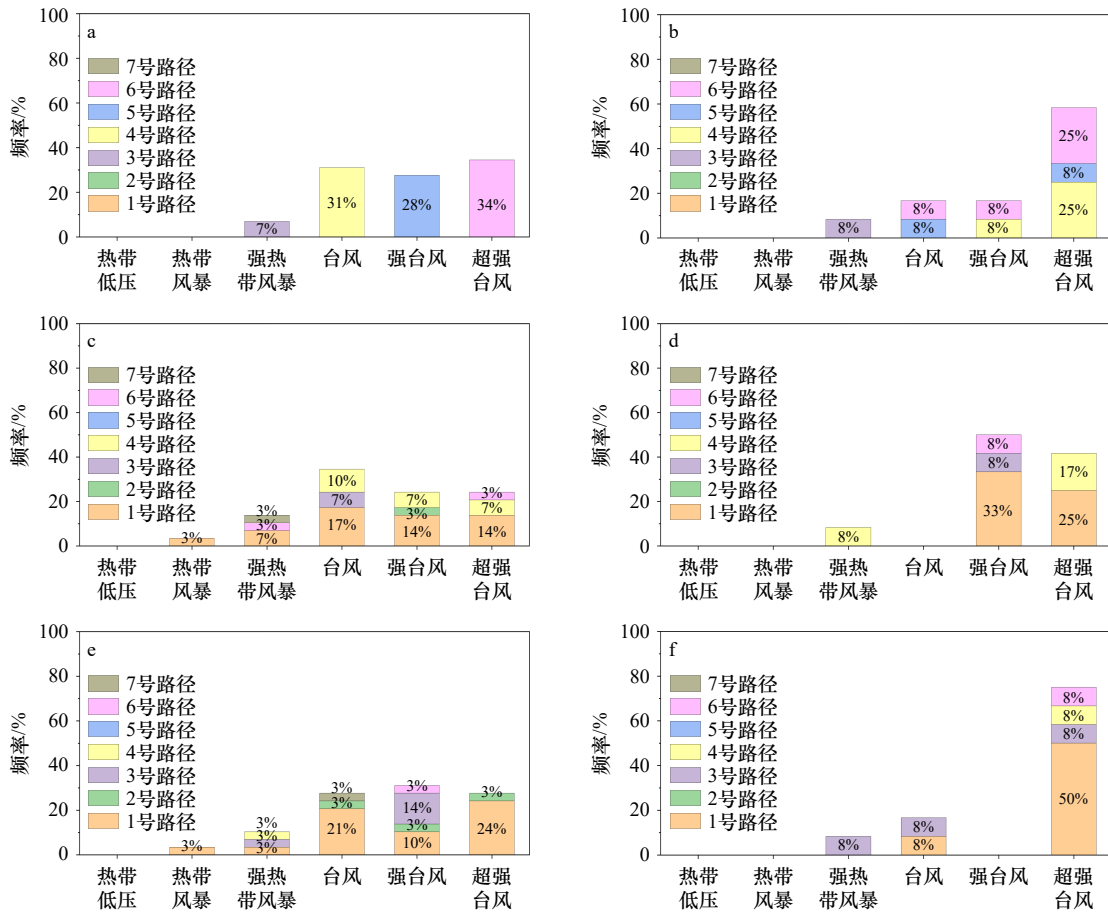


图 11 崇西闸年前三大值增水所对应的热带气旋强度和路径频率分布

Fig. 11 The combined probability of tropical cyclone intensity and path corresponding to the annual three-largest storm surges at Chongxizha tide gauge

a, b. 年第一大值; c, d. 年第二大值; e, f. 年第三大值; a, c, e. 2008 年前; b, d, f. 2008 年后

a, b. the annual largest storm surge; c, d. the annual second-largest storm surge; e, f. the annual third-largest storm surge; a, c, e. before the year 2008; b, d, f. after the year 2008

于 0.8~1.2 cm/a 之间。相应地, 考虑极端增水非平稳变化时长江口百年一遇增水值均大于基于平稳假定的推算结果, 二者差值介于 8~15 cm 之间。对各验潮站处年第一、第二和第三大值增水时间序列的趋势性分析结果表明, 风暴增水极值分布位置参数的趋势性增大主要由年第二和第三大值增水增大导致。基于上述趋势性变化, 长江口各验潮站处基于平稳假设的百年一遇增水在非平稳估计下的发生重现期显著缩短, 在堡镇验潮站处缩短至约 40 年, 在金山嘴验潮站处缩短至约 80 年。

对极端增水非平稳变化的原因进行分析, 结果表明 2008 年后引起年第二和第三大值增水的热带气旋

强度相比之前显著增强, 超强台风占比显著增加, 其中以北上到长江口附近海域再转向外海的超强台风占比增加为主。结合 2008 年后长江口极端增水非平稳极值分布位置参数趋势性增大主要受年第二和第三大值增水影响的结论, 可以明确长江口极端增水 2008 年后的趋势性增大主要由北上到长江口附近海域再转向外海的超强台风增多引起。

本研究聚焦长江口区域的极端增水非平稳变化特征, 这一特征在长江口表现出空间一致性。未来可以将本文构建的方法推广到中国沿海其他区域的极端增水非平稳变化特征及规律研究中, 加深对不同区域极端增水非平稳变化的时空差异性及其成因认识。

参考文献:

[1] Mawdsley R J, Haigh I D. Spatial and temporal variability and long-term trends in skew surges globally[J]. *Frontiers in Marine Science*, 2016, 3: 29.
 [2] Wood M, Haigh I D, Le Quanquan, et al. Climate-induced storminess forces major increases in future storm surge hazard in the South

- China Sea region[J]. *Natural Hazards and Earth System Sciences Discussions*, 2023, 23(7): 2475–2504.
- [3] IPCC. Climate change 2021: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change[R]. Cambridge: Cambridge University Press, 2021.
- [4] Marcos M, Calafat F M, Berihuete Á, et al. Long-term variations in global sea level extremes[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2015, 120(12): 8115–8134.
- [5] Muis S, Verlaan M, Winsemius H C, et al. A global reanalysis of storm surges and extreme sea levels[J]. *Nature Communications*, 2016, 7(1): 11969.
- [6] Muis S, Verlaan M, Nicholls R J, et al. A comparison of two global datasets of extreme sea levels and resulting flood exposure[J]. *Earth's Future*, 2017, 5(4): 379–392.
- [7] Merrifield M A, Genz A S, Kontoes C P, et al. Annual maximum water levels from tide gauges: contributing factors and geographic patterns[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2013, 118(5): 2535–2546.
- [8] Pugh D, Woodworth P. Sea-Level Science: Understanding Tides, Surges, Tsunamis and Mean Sea-Level Changes[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- [9] Woodworth P L, Blackman D L. Evidence for systematic changes in extreme high waters since the mid-1970s[J]. *Journal of Climate*, 2004, 17(6): 1190–1197.
- [10] Menéndez M, Woodworth P L. Changes in extreme high water levels based on a quasi-global tide-gauge data set[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2010, 115(C10): C10011.
- [11] Butler A, Heffernan J E, Tawn J A, et al. Extreme value analysis of decadal variations in storm surge elevations[J]. *Journal of Marine Systems*, 2007, 67(1/2): 189–200.
- [12] Haigh I, Nicholls R, Wells N. Assessing changes in extreme sea levels: application to the English Channel, 1900–2006[J]. *Continental Shelf Research*, 2010, 30(9): 1042–1055.
- [13] Haigh I D, Wadey M P, Wahl T, et al. Spatial and temporal analysis of extreme sea level and storm surge events around the coastline of the UK[J]. *Scientific Data*, 2016, 3(1): 160107.
- [14] Marcos M, Tsimplis M N, Shaw A G P. Sea level extremes in southern Europe[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2009, 114(C1): C01007.
- [15] Dangendorf S, Muddersbach C, Wahl T, et al. Characteristics of intra-, inter-annual and decadal sea-level variability and the role of meteorological forcing: the long record of Cuxhaven[J]. *Ocean Dynamics*, 2013, 63(2/3): 209–224.
- [16] Muddersbach C, Wahl T, Haigh I D, et al. Trends in high sea levels of German North Sea gauges compared to regional mean sea level changes[J]. *Continental Shelf Research*, 2013, 65: 111–120.
- [17] Cid A, Menéndez M, Castanedo S, et al. Long-term changes in the frequency, intensity and duration of extreme storm surge events in southern Europe[J]. *Climate Dynamics*, 2016, 46(5/6): 1503–1516.
- [18] Marcos M, Woodworth P L. Spatiotemporal changes in extreme sea levels along the coasts of the North Atlantic and the Gulf of Mexico[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2017, 122(9): 7031–7048.
- [19] 侯京明, 于福江, 原野, 等. 影响我国的重大台风风暴潮时空分布[J]. *海洋通报*, 2011, 30(5): 535–539.
Hou Jingming, Yu Fujiang, Yuan Ye, et al. Spatial and temporal distribution of red tropical storm surge disasters in China[J]. *Marine Science Bulletin*, 2011, 30(5): 535–539.
- [20] Feng Xiangbo, Tsimplis M N. Sea level extremes at the coasts of China[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2014, 119(3): 1593–1608.
- [21] Feng Jianlong, Von Storch H, Jiang Wensheng, et al. Assessing changes in extreme sea levels along the coast of China[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2015, 120(12): 8039–8051.
- [22] Oey L Y, Chou S. Evidence of rising and poleward shift of storm surge in western North Pacific in recent decades[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2016, 121(7): 5181–5192.
- [23] Feng Jianlong, Li Delei, Li Yan, et al. Storm surge variation along the coast of the Bohai Sea[J]. *Scientific Reports*, 2018, 8(1): 11309.
- [24] Zhang Wei, Yan Yixin, Zheng Jinhai, et al. Temporal and spatial variability of annual extreme water level in the Pearl River Delta region, China[J]. *Global and Planetary Change*, 2009, 69(1/2): 35–47.
- [25] 董剑希, 李涛, 侯京明. 福建省风暴潮时空分布特征分析[J]. *海洋通报*, 2016, 35(3): 331–339.
Dong Jianxi, Li Tao, Hou Jingming. Analysis on the spatial and temporal distribution characteristics of the storm surge of Fujian Province[J]. *Marine Science Bulletin*, 2016, 35(3): 331–339.
- [26] 袁方超, 吴向荣, 卢君峰. 福建中南部沿海风暴潮统计特征分析[J]. *海洋预报*, 2018, 35(3): 68–75.
Yuan Fangchao, Wu Xiangrong, Lu Junfeng. Statistical characteristics of storm surges in central and southern Fujian coast[J]. *Marine Forecasts*, 2018, 35(3): 68–75.
- [27] Feng Xingru, Li Mingjie, Yin Baoshu, et al. Study of storm surge trends in typhoon-prone coastal areas based on observations and surge-wave coupled simulations[J]. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 2018, 68: 272–278.
- [28] 张海燕. 南海区台风风暴潮时空分布特征[J]. *海洋预报*, 2019, 36(6): 1–8.
Zhang Haiyan. Spatio-temporal distribution of typhoon storm surge along the South China Sea coast[J]. *Marine Forecasts*, 2019, 36(6):

- 1–8.
- [29] Feng Jianlong, Jiang Wensheng. Extreme water level analysis at three stations on the coast of the Northwestern Pacific Ocean[J]. *Ocean Dynamics*, 2015, 65(11): 1383–1397.
- [30] 陈剑飞, 苏志, 罗红磊. 2001–2018年广西沿海风暴潮特征分析[J]. *气象研究与应用*, 2020, 41(2): 21–24.
Chen Jianfei, Su Zhi, Luo Honglei. Characteristics of storm surge in Guangxi coastal area from 2001 to 2018[J]. *Journal of Meteorological Research and Application*, 2020, 41(2): 21–24.
- [31] Leadbetter M R, Lindgren G, Rootzén H. *Extremes and Related Properties of Random Sequences and Processes*[M]. New York: Springer, 2012.
- [32] Hüsler J. Extreme values of non-stationary random sequences[J]. *Journal of Applied Probability*, 1986, 23(4): 937–950.
- [33] Dixon M J, Tawn J A. The effect of non-stationarity on extreme sea-level estimation[J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics*, 1999, 48(2): 135–151.
- [34] Calafat F M, Marcos M. Probabilistic reanalysis of storm surge extremes in Europe[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2020, 117(4): 1877–1883.
- [35] 鲁帆, 肖伟华, 严登华, 等. 非平稳时间序列极值统计模型及其在气候-水文变化研究中的应用综述[J]. *水利学报*, 2017, 48(4): 379–389.
Lu Fan, Xiao Weihua, Yan Denghua, et al. Progresses on statistical modeling of non-stationary extreme sequences and its application in climate and hydrological change[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2017, 48(4): 379–389.
- [36] Serinaldi F, Kilsby C G. Stationarity is undead: uncertainty dominates the distribution of extremes[J]. *Advances in Water Resources*, 2015, 77: 17–36.
- [37] 陈升, 甘敏, 孙丽, 等. 上海沿海风暴潮历史特征分析[J]. *海洋学研究*, 2021, 39(4): 101–108.
Chen Sheng, Gan Min, Sun Li, et al. Historical characteristics of the storm surges along Shanghai coast[J]. *Journal of Marine Sciences*, 2021, 39(4): 101–108.
- [38] Luettich R A Jr, Westerink J J, Scheffner N W. ADCIRC: an advanced three-dimensional circulation model for shelves coasts and estuaries, Report 1: theory and methodology of ADCIRC-2DDI and ADCIRC-3DL[R]. Vicksburg: Army Engineers Waterways Experiment Station, 1992.
- [39] Westerink J J, Luettich R A Jr, Blain C A, et al. ADCIRC: an advanced three-dimensional circulation model for shelves, coasts, and estuaries. Report 2. User's manual for ADCIRC-2DDI[R]. Vicksburg: Army Engineer Waterways Experiment Station, 1994.
- [40] Pan Yi, Chen Yongping, Li Jiangxia, et al. Improvement of wind field hindcasts for tropical cyclones[J]. *Water Science and Engineering*, 2016, 9(1): 58–66.
- [41] Xiong Jie, Yu Fujiang, Fu Cifu, et al. Evaluation and improvement of the ERA5 wind field in typhoon storm surge simulations[J]. *Applied Ocean Research*, 2022, 118: 103000.
- [42] Hersbach H, Bell B, Berrisford P, et al. The ERA5 global reanalysis[J]. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 2020, 146(730): 1999–2049.
- [43] Jelesnianski C P. A numerical calculation of storm tides induced by a tropical storm impinging on a continental shelf[J]. *Monthly Weather Review*, 1965, 93(6): 343–358.
- [44] Li Jiangxia, Pan Shunqi, Chen Yongping, et al. Numerical estimation of extreme waves and surges over the northwest Pacific Ocean[J]. *Ocean Engineering*, 2018, 153: 225–241.
- [45] Jakobsen F, Madsen H. Comparison and further development of parametric tropical cyclone models for storm surge modelling[J]. *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*, 2004, 92(5): 375–391.
- [46] Knaff J A, Sampson C R, DeMaria M, et al. Statistical tropical cyclone wind radii prediction using climatology and persistence[J]. *Weather and Forecasting*, 2007, 22(4): 781–791.
- [47] Ying Ming, Zhang Wei, Yu Hui, et al. An overview of the China meteorological administration tropical cyclone database[J]. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 2014, 31(2): 287–301.
- [48] Lu Xiaoqin, Yu Hui, Ying Ming, et al. Western North Pacific tropical cyclone database created by the China Meteorological Administration[J]. *Advances in Atmospheric Sciences*, 2021, 38(4): 690–699.
- [49] Kapoor D C. General bathymetric chart of the oceans (GEBCO)[J]. *Marine Geodesy*, 1981, 5(1): 73–80.
- [50] Egbert G D, Bennett A F, Foreman M G G. TOPEX/POSEIDON tides estimated using a global inverse model[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 1994, 99(C12): 24821–24852.
- [51] Méndez F J, Menéndez M, Luceño A, et al. Analyzing monthly extreme sea levels with a time-dependent GEV model[J]. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 2007, 24(5): 894–911.
- [52] Mentaschi L, Voudoukas M, Voukouvalas E, et al. The transformed-stationary approach: a generic and simplified methodology for non-stationary extreme value analysis[J]. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2016, 20(9): 3527–3547.
- [53] Zadeh L, Desoer C. *Linear System Theory: the State Space Approach*[M]. New York: Courier Dover Publications, 2008.
- [54] Andrieu C, Doucet A, Holenstein R. Particle Markov chain Monte Carlo methods[J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 2010, 72(3): 269–342.

- [55] Lindsten F, Jordan M I, Schön T B. Particle Gibbs with ancestor sampling[J]. *The Journal of Machine Learning Research*, 2014, 15(1): 2145–2184.
- [56] Geweke J, Tanizaki H. Bayesian estimation of state-space models using the Metropolis-Hastings algorithm within Gibbs sampling[J]. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2001, 37(2): 151–170.
- [57] Knapp K R, Kruk M C, Levinson D H, et al. The international best track archive for climate stewardship (IBTrACS): unifying tropical cyclone data[J]. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 2010, 91(3): 363–376.
- [58] Knapp K R, Diamond H J, Kossin J P, et al. International best track archive for climate stewardship (IBTrACS) project, version 4[DB/OL]. [2022-06-22]. <https://doi.org/10.25921/82ty-9e16>.
- [59] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 2版. 北京: 气象出版社, 2007.
Wei Fengying. *Modern Technology of Statistics, Diagnosis and Forecast for Climate*[M]. 2nd ed. Beijing: China Meteorological Press, 2007.
- [60] 中华人民共和国交通运输部. JTS 145–2015, 港口与航道水文规范[S]. 北京: 人民交通出版社, 2015.
Ministry of Transport of the People's Republic of China. JTS 145–2015, Code of hydrology for harbour and waterway[S]. Beijing: China Communications Press, 2015.

Study on the non-stationary characteristics of extreme storm surges along the Changjiang River Estuary

Xie Dongmei^{1,2,3}, Chen Yongping^{2,3}, Yu Qianqian^{2,3}, Sun Li⁴, Pan Chonglun⁴

(1. *River and Harbor Engineering Department, Nanjing Hydraulic Research Institute, Nanjing 210029, China*; 2. *State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China*; 3. *College of Harbour, Coastal and Offshore Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China*; 4. *Shanghai Flood and Drought Disaster Prevention Technology Center, Shanghai 200050, China*)

Abstract: Under the background of global climate change, the extreme storm surge events caused by tropical cyclones in the Changjiang River Estuary and adjacent coastal area present non-stationary feature. In this study, a storm surge model for the Changjiang River Estuary was constructed using the ADCIRC model to reproduce the storm surges during 241 tropical cyclones affecting the Changjiang River Estuary from 1979 to 2019. By combining the non-stationary generalized extreme value distribution with the state space approach, a statistical model for capturing the non-stationarity of extreme storm surges was built to investigate the spatiotemporal variability of the extreme storm surges in the Changjiang River Estuary and its adjacent coastal area. The statistical model can well reproduce the non-stationary feature of extreme storm surges, which was mainly represented by the time-dependent location parameter. The time-dependent location parameters at the tidal gauge stations were stationary before 2008 and presented increasing trends afterwards, which was mainly caused by the increase of the annual second- and third-largest storm surges. The reoccurrence period of storm surge event with 100-year return period under the stationary assumption was reduced to around 40–80 years, indicating an increased flood risk in the Changjiang River Estuary. Combined with the changes in the intensity and path of the tropical cyclones that caused the annual second- and third-largest storm surges, it was concluded that the increasing trends of extreme storm surges were mainly caused by the increase in the intensity of the tropical cyclone that tracking northward to the offshore of the Changjiang River Estuary and veering eastwards.

Key words: the Changjiang River Estuary; extreme storm surges; non-stationary variation; extreme value statistics; state space model