DOI:10.16799/j.cnki.csdqyfh.260887

基于NS-GEV的桥梁挠度极值分析

池传树[1,2]

(1.福建船政交通职业学院 土木工程学院，福建 福州 350007；2.福建船政交通职业学院 福建省“交通土建智能与绿色建造”应用技术协同创新中心，福建 福州 350007)

摘 要：既有桥梁在长期车载、温度场及材料劣化的耦合作用下，挠度响应往往表现出明显的非平稳特性，这使得传统平稳极值模型在评估其长期安全风险时面临挑战。以泉州某大桥为工程实例，利用60 min高频挠度监测数据，引入非平稳广义极值分布(NS-GEV)开展挠度极值分析。采用四分位距法剔除监测异常值，构造连续日极小值序列；通过ADF、KPSS与Mann-Kendall检验识别序列时变特征，建立位置、尺度参数双时变M_3-GEV模型，并借助AIC、BIC准则及似然比检验优选模型。结果表明：挠度极值服从Weibull分布，存在物理上限；推算100年一遇挠度极值未超过历史极值，桥梁整体保有安全裕度，01跨变形最大、储备最低需重点监测，结果可为在役桥梁全寿命安全评估提供量化支撑。

关键词：挠度极值；非平稳广义极值分布；桥梁健康监测；时变趋势

中图分类号：U447；TU997　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1009-7716(2026)11-0186-07

Extreme Value Analysis of Bridge Deflection Based on NS-GEV

CHI Chuanshu[1,2]

(1. School of Civil Engineering, Fujian Shipbuilding and Transportation Vocational College, Fuzhou 350007, China; 2. Collaborative Innovation Center for Application Technology of“Transportation Civil Engineering Intelligence and Green Construction”, Fujian Province, Fujian Chuanzheng Communications College, Fuzhou 350007, China)

Abstract: Under the coupled effects of long-term traffic loads, temperature variations, and material degradation, deflection responses of existing bridges often exhibit significant non-stationary characteristics, posing challenges for traditional stationary extreme value models in assessing their long-term safety risks. Taking a bridge in Quanzhou as an engineering case, this study employs 60-minute high-frequency deflection monitoring data and introduces the non-stationary generalized extreme value distribution (NS-GEV) to conduct deflection extreme value analysis. Outliers in the monitoring data are removed using the interquartile range method, and continuous daily minimum sequences are constructed. The time-varying features of the sequence are identified through ADF, KPSS, and Mann-Kendall tests, leading to the development of a dual-time-varying M3-GEV model with both location and scale parameters. Model selection is optimized using AIC, BIC criteria, and likelihood ratio tests. Results indicate that deflection extremes follow a Weibull distribution with a physical upper bound. The calculated 100-year return period deflection extreme does not exceed historical maximum values, suggesting that the bridge retains overall safety margins. Span 01 exhibits the largest deformation and lowest reserve, requiring focused monitoring. These findings provide quantitative support for the full-life safety assessment of in-service bridges.

Keywords: deflection extreme; non-stationary generalized extreme value distribution; bridge health monitoring; time-varying trend

0 引 言

近年来，随着物联网技术在土木工程领域的普及，依托结构健康监测系统(SHMS)积累的海量高频数据已成为评估桥梁服役性能的宝贵资源，如何从数据中挖掘极值响应规律、预测长期安全风险，已成为桥梁工程领域的前沿热点[1-2]。既有桥梁作为交通生命线的关键节点，在长期服役中面临着严峻的考验。本文在梳理相关文献及初步分析监测数据时发现，受车辆疲劳荷载、温度场及材料劣化的多重耦合影响，结构响应多呈现出显著的非平稳特征[3-4]。这种由环境因素诱发的变形往往量级较大，甚至可

基金项目：福建省教育厅中青年教师科研项目(JAT220554)——基于监测数据的公路长大桥梁状态评估
收稿日期：2026-08-12
作者简介：池传树(1986—)，男，硕士，讲师，从事桥梁工程教学及研究工作。

能掩盖由结构损伤引起的真实响应，给桥梁的安全评估带来了极大的干扰[5-7]。如何从海量监测数据中剥离环境噪声，精准捕捉结构的刚度退化信号，进而对长期安全风险做出量化预判，已成为桥梁工程领域亟待攻克的关键难题[8]。针对上述问题，国内外学者已开展了广泛研究。在极值统计方面，陈水生等[9]利用3年的监测数据，基于平稳广义极值分布（GEV）分析了主梁挠度的统计规律，但其研究背景下的数据平稳性假设，在面对服役年限较长、退化趋势明显的老旧桥梁时往往面临挑战。徐望喜等[10]探讨了交通量增长对挠度非平稳性的影响，指出单纯依靠平稳模型会低估未来的极值风险。然而，现有研究大多侧重于单一维度的分析，忽视了挠度序列中潜藏的长期漂移趋势对模型参数估计精度的显著影响。特别是对于服役超过20年的在役桥梁，其监测数据往往同时存在趋势性、异方差性和长程依赖性，若不进行针对性的非平稳化处理，极易导致安全评估结果偏于危险[11]。基于此，本文以泉州某大桥为工程背景，依托该桥60 min采样间隔的高频挠度监测系统，开展结构安全评估研究。笔者在初步整理近3年的监测数据时注意到，挠度序列不仅具有明显的季节性波动，还存在不可忽视的负向漂移现象。为此，本文首先采用IQR法对原始数据进行清洗，剔除由传感器瞬态故障引起的异常值，并构建连续的日极小值序列。随后，综合运用ADF单位根检验、KPSS平稳性检验及Mann-Kendall趋势检验，对序列的非平稳特性进行深入诊断。在此基础上，摒弃传统的平稳GEV模型，引入位置、尺度双时变的非平稳GEV（NS-GEV）模型，并利用AIC、BIC信息准则及似然比检验优选最优模型。最后，基于优选模型推算各跨中测点在不同重现期下的挠度极值，并结合历史监测数据评估结构的安全裕度。研究成果旨在揭示该桥挠度极值的非平稳演化规律，为同类在役桥梁的全寿命周期管养提供科学的量化依据。近年来，基于长期监测数据的极值外推与桥梁安全评估持续深化：Tan等[12]依托斜拉桥短期挠度监测数据，采用广义极值分布反算100年重现期挠度阈值并建立动态预警基线；Xiao等[13]进一步融合概率区间预测与超阈值极值模型，实现了悬索桥百年服役期挠度可靠度外推并量化了预测不确定性。可见，基于有限监测样本外推设计基准期内的极值响应，已成为在役桥梁性能评估的主流技术路径，也为本研究采用近3年数据外推百年重现期提供了方法学参照。

1　非平稳广义极值分布理论

1.1　广义极值分布（GEV）

广义极值模型刻画极端事件的概率分布函数。Jenkinson将Fisher-Tippett与Gnedenko确立的三类极限分布统一为广义极值（GEV）分布族，其分布函数为：

$$F(Z)=\exp\left[-\left(1+\xi\frac{z-u}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{\xi}}\right] \tag{1}$$

式中：z为极值变量；u为位置参数（Location），决定了分布的中心位置；σ为尺度参数（Scale），决定了分布的离散程度；ξ为形状参数（Shape），决定了分布的尾部特征。根据ξ的取值，GEV可分为三种类型：$\xi>0$为Fréchet型（厚尾分布），极值无上限；$\xi=0$，为Gumbel型（I型极值），极值无上限但增长缓慢；$\xi<0$为Weibull型（III型极值），极值存在理论上限[12-13]。

1.2　非平稳GEV模型

在传统平稳假设下，u、ξ、σ均为常数。然而，对于长期监测数据，极值统计特征往往随时间变化。对于CEV分布而言，其位置、形状和尺度参数u、ξ、σ的非平稳回归模型为：

$$\begin{cases}\mu(t)=\mu_0+\mu_1 t\\ \sigma(t)=\exp(\beta_0+\beta_1 t)\\ \xi(t)=\gamma_0\end{cases} \tag{2}$$

根据位置参数$\mu(t)$和尺度参数$\sigma(t)$变化，可以将非平稳模型分为4种，即

$$\begin{aligned}&M_0:\mu_1=0,\beta_1=0\\&M_1:\mu_1\neq0,\beta_1=0\\&M_2:\mu_1=0,\beta_1\neq0\\&M_3:\mu_1\neq0,\beta_1\neq0\end{aligned} \tag{3}$$

式中：M_0为经典平稳模型，M_1、M_2，和M_3均为非平稳模型[14]。

1.3　参数估计与重现期

由于本文的模型为极值分布函数，所以对于模型的参数估计选用了最大似然估计法其原理如下：假设我们有一个统计模型，其参数为θ，并且我们有一组观测数据$Z=\{z_1,z_2,\cdots,z_n\}$。最大似然法的目标是找到一组参数值θ使得观测数据z出现的概率（或概率密度）最大。

由于直接最大化似然函数（特别是当它是多个概率的乘积时）可能很复杂，所以我们通常转化为最

大化对数似然函数，记作$l(\theta|Z)$。由于对数函数是单调增函数，因此最大化对数似然函数等价于最大化似然函数。

对数似然函数的表达式如下：$l(\theta|Z)=-\sum_{i=1}^{n}\left[\ln\sigma(t_i)+(1+\frac{1}{\xi(t_i)})\ln Z_i+Z_i^{-1/\xi(t_i)}\right]$(4)

其中$Z_i=1+\xi\frac{z_i-\mu(t_i)}{\sigma(t_i)}$

对于非平稳GEV，重现期T对应的极值Z_T可通过下式计算：

$$z_T=-\mu(t)-\frac{\sigma(t)}{\xi}\left\{\left[-\ln(1-\frac{1}{T})\right]^{-\xi}-1\right\} \quad (5)$$

1.4　模型优选与似然比检验

采用赤池信息准则(AIC)与贝叶斯信息准则(BIC)进行模型优选。AIC和BIC的值越小，代表模型在拟合优度与复杂度之间的权衡越好。其计算公式分别为：

$$AIC=-2\ln(L)+2k \quad (6)$$

$$BIC=-2\ln(L)+k\ln(n) \quad (7)$$

式中：$\ln(L)$是模型的对数似然值，k为模型中的未知参数个数，n为样本量。同时，采用似然比检验(LR Test)验证增加新参数是否具有显著的统计意义。LR检验统计量D定义为：

$$D=2\left[\ln(L_{full})-\ln(L_{reduced})\right] \quad (8)$$

式中：$\ln(L_{full})$为复杂模型的对数似然值，$\ln(L_{reduced})$为简单模型的对数似然值。在原假设(即简化模型已足够)成立的前提下，统计量D服从自由度为p的卡方分布，即$D\sim\chi^2(p)$。若$p<0.05$，则拒绝原假设，认为复杂模型显著优于简单模型[15]。

2　工程背景与数据处理

2.1　工程概况

泉州某大桥位于泉州市福昆线(G324国道)，于1996年12月建成通车。上部结构为30 m+624.8 m+30 m的预应力混凝土简支T梁，横断面由12片T梁组成，中心桩号K167+236，全长216.3 m。设计技术标准为：桥面宽29 m；荷载等级为汽—20级、挂—100级，人群荷载3.0 kN/m²；桥面横坡1.5%。下部结构采用双柱式桥墩，桥台为双柱式桥台并增设加固挡墙。最近一次特殊检查结果显示，该桥技术状况评定为2类(良好状态)，承载能力满足原设计要求。

2.2　数据采集与预处理

结构挠度监测采用磁致伸缩静力水准仪(型号TMA02，精度为±0.3 mm)，对第1、4、6、8跨的跨中截面进行监测。采集时间为2023年11月—2026年5月，采集频率为60 min一次，如图1所示。原始数据经预处理后，提取每日极小值构成分析序列，如图2所示。

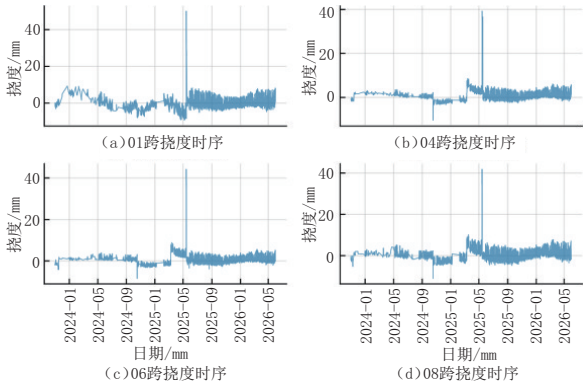


图1　原始高频挠度时序图(4个跨中测点)

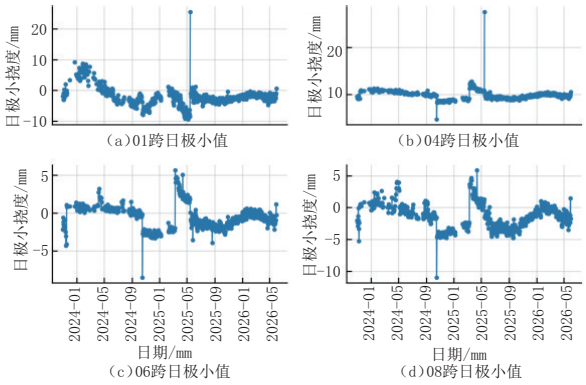


图2　日极小值时序图(4个跨中测点)

原始监测数据中不可避免会混入由传感器瞬态故障、通信丢包或外部突发干扰引起的异常脉冲。为消除这些非物理极值对后续统计建模的影响，本文采用四分位距法(IQR)进行异常值识别与剔除。检测结果如图3所示。

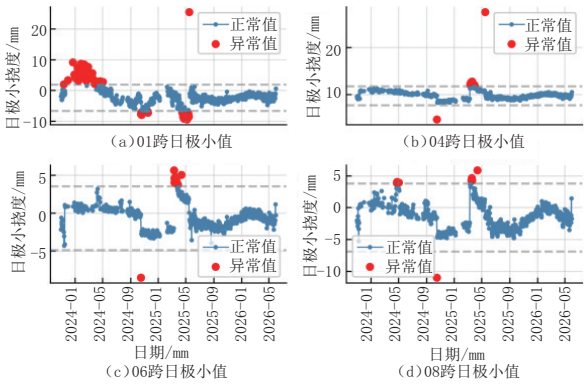


图3　日极小值异常值检测结果

异常值剔除后，日极小挠度序列中出现了若干缺失值。为保持时间序列的连续性与等间距特性，满足后续非平稳GEV建模对数据完整性的要求，需对缺失值进行补全。均值填充会抹平短期波动、压

缩序列方差；3 次样条虽光滑，但在缺失段较长或相邻观测值变化剧烈时，受二阶导连续约束可能在端点附近过冲，产生越出实测区间的补全值，而极值分析对样本尾部高度敏感，此类虚假尾部点易扭曲形状参数 ξ。相比之下，时间线性插值所得补全值是相邻两实测值的凸组合，恒落在其实测区间内，相对而言不会人为引入新的尾部极值，对位置参数 $\mu(t)$ 与形状参数 ξ 的估计最为中性。本文缺失多为零散短段，故采用线性插值。

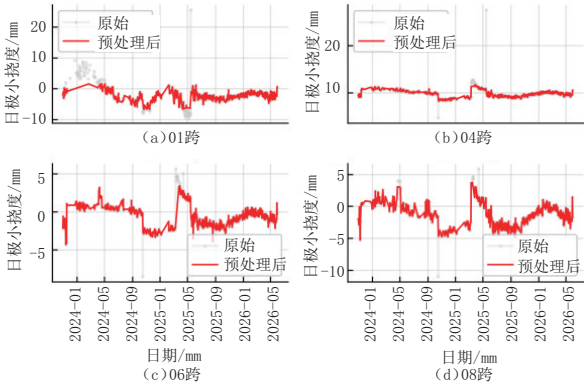


图 4　预处理后日极小值时序图

2.3　平稳性检验

为验证非平稳广义极值分布（NS-GEV）建模的必要性，本节从统计特性、单位根检验、趋势检验三个层面对跨中挠度监测数据进行平稳性分析。所采用的数据为经预处理后的日极小挠度序列，涵盖 01 跨、04 跨、06 跨及 08 跨四个关键测点，时间跨度为 2023 年 11 月—2026 年 5 月，共计 943 个有效样本。

2.3.1　描述性统计分析

首先对各测点序列的基本统计特征进行计算，结果如表 1 所示。由表可知，四个测点的偏度均接近于 0（−0.20~0.16），表明数据分布近似对称；峰度均为负值（−0.40~−0.88），说明分布比正态分布更扁平。标准差与均值绝对值相当（1.4~2.0 mm），反映出挠度数据具有较强的波动性。

表 1　各测点挠度日极小值描述性统计

测点	样本数	均值 /mm	标准差 / mm	偏度	峰度
01 跨	943	−2.118 4	1.952 5	−0.200 4	−0.402 8
04 跨	943	−0.278 2	1.544 0	0.056 1	−0.882 8
06 跨	943	−0.476 2	1.429 0	0.040 8	−0.605 5
08 跨	943	−1.253 2	1.870 1	0.155 5	−0.611 6

2.3.2　单位根检验

为进一步判别序列的平稳性，采用 ADF 检验与 KPSS 检验相结合的方法进行验证。ADF 检验的原假设为序列存在单位根（非平稳），而 KPSS 检验的原假设为序列平稳。两者互为补充，可提高检验结论的可靠性。检验结果如表 2 所示。

表 2　各测点挠度序列单位根检验结果

测点	ADF 统计量	ADF p 值	ADF 结论	KPSS 统计量	KPSS p 值	KPSS 结论
01 跨	−2.403 2	0.140 8	非平稳	1.0721	0.01	非平稳
04 跨	−2.778 2	0.061 5	非平稳	1.1177	0.01	非平稳
06 跨	−2.955 1	0.039 3	平稳	0.8915	0.01	非平稳
08 跨	−3.025 5	0.032 6	平稳	0.9278	0.01	非平稳

由表 2 可知，DF 检验表明 06、08 跨在 5% 水平下平稳，而 KPSS 检验则在 1% 水平下拒绝所有测点的平稳原假设。这种分歧通常暗示序列存在确定性趋势而非随机游走。因此，单纯依靠单位根检验难以认定序列满足平稳假设，需进一步引入趋势检验。究其原因，ADF 检验与 KPSS 检验的原假设不对称：ADF 原假设为序列存在单位根（即含随机趋势），KPSS 原假设为序列围绕确定水平或趋势平稳。由表 2 可见，06、08 跨 ADF 的 p 值（0.039、0.033）仅略低于 0.05，处于拒绝边界；由于序列一阶自相关系数高达 0.95 左右（见表 4），若 ADF 检验设定中未显示纳入线性趋势项，强自相关叠加确定性趋势会显著降低检验功效，易将“趋势平稳”序列误判为平稳。而 KPSS 统计量（0.89~1.12）远大于 1% 显著性水平的临界值（约 0.217），对长程相关与趋势偏离更为敏感，因而强拒绝平稳。二者结论并不矛盾，而是共同指示序列的非平稳性主要来自确定性线性趋势（趋势平稳），而非随机游走。基于这一判断，本文不对序列作差分处理，而是在 NS-GEV 模型中将位置参数 $\mu(t)$ 设为时间的线性函数以吸收该趋势，这与 MK 检验识别出的极显著负向漂移在机理上一致。

2.3.3　Mann-Kendall 趋势检验

针对上述发现的趋势成分，采用 Mann-Kendall（MK）非参数检验法对各测点的长期演变趋势进行显著性分析。MK 检验无需假定数据服从特定分布，适用于环境与水文序列的趋势识别。检验结果如表 3 所示。

表 3　各测点挠度序列 Mann-Kendall 趋势检验结果

测点	Z 统计量	p 值	趋势斜率 /（mm·年$^{-1}$）	趋势方向
01 跨	−8.43	<0.001	−0.827 455	显著下降
04 跨	−11.46	<0.001	−0.887 315	显著下降
06 跨	−10.68	<0.001	−0.666 125	显著下降
08 跨	−9.49	<0.001	−0.834 390	显著下降

进一步的 Mann-Kendall 趋势检验证实，四个测点均存在极显著的负向趋势（p<0.001，Z<−8.43），其

中04跨斜率最大（-0.89 mm/年），表明其刚度退化最快。

2.3.4 自相关函数（ACF）分析

自相关函数（ACF）分析，如表4所示。所有测点的ACF衰减缓慢，lag=90时仍有0.02~0.11的自相关系数，表明序列存在长程依赖性，进一步证实了非平稳特征。

表4 各测点自相关函数分析结果

测点	lag=1	lag=7	lag=30	lag=90
01跨	0.9422	0.8028	0.5221	0.1070
04跨	0.9650	0.8768	0.6521	0.1016
06跨	0.9515	0.8519	0.5827	0.0169
08跨	0.9504	0.8295	0.6075	0.0483

综上，挠度序列兼具显著趋势性与长程依赖性，采用平稳GEV模型将产生偏差，必须引入位置参数$\mu(t)$和尺度参数$\sigma(t)$时变的非平稳模型以刻画其动态演化规律。

3 结果分析

3.1 拟合结果与模型优选

利用预处理后涵盖943个有效样本的日极小值序列，依据公式（1）至式（8）对四个跨中测点（01、04、06、08跨）进行参数估计，不同模型构架下的负对数似然值、AIC、BIC及参数个数k如表5所示。

表5 非平稳模型优先结果

测点	模型	*LL*	*AIC*	*BIC*	*k*
01跨	M0	-1 959.90	3 925.79	3 940.34	3
	M1	-1 857.24	3 722.48	3 741.88	4
	M2	-1 874.33	3 756.66	3 776.06	4
	M3	-1 843.83	3 697.66	3 721.90	5
04跨	M0	-1 731.01	3 468.02	3 482.56	3
	M1	-1 664.28	3 336.56	3 355.96	4
	M2	-1 687.11	3 382.21	3 401.61	4
	M3	-1 659.39	3 328.78	3 353.03	5
06跨	M0	-1 664.55	3 335.09	3 349.64	3
	M1	-1 620.75	3 249.50	3 268.90	4
	M2	-1 651.92	3 311.85	3 331.24	4
	M3	-1 611.36	3 232.73	3 256.97	5
08跨	M0	-1 907.19	3 820.37	3 834.92	3
	M1	-1 872.51	3 753.02	3 772.42	4
	M2	-1 899.00	3 806.00	3 825.39	4
	M3	-1 868.98	3 747.96	3 772.21	5

从信息准则的数值变化中，笔者观察到一个明显的规律：对于所有测点，非平稳模型M_3（位置、尺度双时变）的AIC和BIC值均为最小。以01跨为例，M_3的AIC值（3697.66）较平稳模型M_0（3925.79）降低了228.13，较仅考虑位置时变的M_1模型也降低了24.82。这表明，单纯引入位置参数的时变性虽然能改善拟合效果，但若忽略尺度参数（即数据的离散程度）随时间的演化，模型依然无法全面捕捉挠度序列的动态特征。

为进一步验证非平稳模型相对于平稳模型的优越性，采用似然比检验进行显著性分析。检验结果如表6所示。

表6 各测点GEV模型似然比检验结果

测点	检验对比	LR统计量（D）	自由度（p）	*p*值
01跨	$M_0 \rightarrow M_1$	205.3120	1	<0.001
	$M_0 \rightarrow M_2$	171.1307	1	<0.001
	$M_1 \rightarrow M_3$	26.8239	1	2.23×10^{-7}
04跨	$M_0 \rightarrow M_1$	133.4546	1	<0.001
	$M_0 \rightarrow M_2$	87.8069	1	<0.001
	$M_1 \rightarrow M_3$	9.7826	1	1.76×10^{-3}
06跨	$M_0 \rightarrow M_1$	87.5868	1	<0.001
	$M_0 \rightarrow M_2$	25.2429	1	5.05×10^{-7}
	$M_1 \rightarrow M_3$	18.7764	1	1.47×10^{-5}
08跨	$M_0 \rightarrow M_1$	69.3538	1	<0.001
	$M_0 \rightarrow M_2$	16.3757	1	5.19×10^{-5}
	$M_1 \rightarrow M_3$	7.0574	1	7.89×10^{-3}

数据分析显示，即使在位置参数已时变（M_1）的基础上，引入尺度时变项（M_3）依然具有高度的统计显著性（$p<0.01$）。尺度参数本质上反映了数据的波动性。表明在桥梁长期监测中，随着材料性能的劣化或边界条件的改变，结构对外界激励（如风荷载、偶然车载）的响应可能会变得更加敏感，从而导致离散程度的变化。因此，M_3模型的优越性实际上揭示了该桥挠度响应不仅存在“均值漂移”，还存在“波动加剧”的非平稳特性。

综上，非平稳GEV模型M_3能够合理描述泉州某大桥跨中挠度极值的非平稳演化规律，为后续的重现期极值预测奠定了坚实的理论基础。

3.2 重现期极值计算

基于优选出的M_3模型，分别计算了10年、20年、50年及100年（设计年限）一遇的日极小挠度极值。计算结果如表7所示。

由图5可见：四条曲线均呈单调下降趋势，且随着重现期的增加，曲线斜率逐渐减缓。这符合GEV分布中$\xi<0$（Weibull型）的特征，即极值存在上限，不会随重现期无限增大。04跨和06跨的曲线在视觉上几乎重合且相对陡峭（形状参数ξ绝对值较大），表明其极值分布尾部较薄，极大值和极小值之间的

表 7　重现期极值结果

测点	10 年一遇	20 年一遇	50 年一遇	100 年一遇	历史极小值	安全裕度
01 跨	−4.590	−5.206	−5.974	−6.523	−6.715	0.192
04 跨	−2.466	−2.813	−3.176	−3.393	−3.482	0.089
06 跨	−2.490	−2.815	−3.151	−3.349	−4.300	0.951
08 跨	−3.996	−4.414	−4.827	−5.060	−5.290	0.230

注：为了直观展示极值随重现期的演变规律，绘制了各测点的非平稳GEV重现期曲线，如图5所示。图中横坐标为重现期的对数坐标，纵坐标为对应的挠度极值。

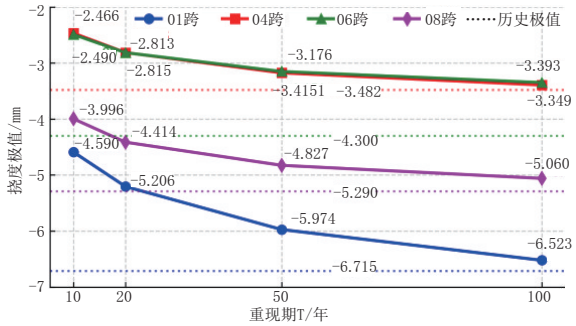


图5　各测点非平稳GEV重现期曲线

差距相对较小；01跨的曲线最为平缓（形状参数ξ绝对值较小），尾部相对较厚，意味着在更长重现期下，其挠度极值仍有较大的下降空间，出现极端异常值的可能性略高于其他测点。同时所有测点的100年一遇模型预测值（实线末端点）均位于各自历史极小值虚线的上方。这说明在现有非平稳趋势下，结构在未来100年内发生极端挠度的风险低于历史已发生的极端事件，进一步验证了结构的安全性。需要指出的是，基于GEV的重现水平外推是极值统计学的经典做法[14-15]，其理论基础是极值渐近分布不依赖于母样本长度；已有研究表明，依托数月至数年的监测数据反算50—100年重现期挠度极值并建立预警阈值，在桥梁工程中已被广泛采用[12-13]，关键前提是极值渐近分布成立且所拟合的趋势项在预测期内稳定。就本桥而言，形状参数$\xi<0$属Weibull型，极值存在物理上限，尾部不会随重现期增大而发散，从根本上抑制了短样本外推的发散风险；同时各测点100年预测值均位于历史实测极小值内侧（偏安全一侧），受到已发生极端事件的实测约束。

3.3　风险评估

现行规范通常要求结构在设计基准期（如100年）内具有足够的安全度。本研究表明，该桥四个跨中测点的100年一遇挠度极值均未突破历史极小值，且具有明显的安全裕度（如01跨裕度为0.187 mm，08跨裕度为0.23 mm），说明结构当前的刚度水平能够满足长期服役的安全需求。尽管整体安全裕度为正，但仍需重点关注01跨和04跨。04跨的裕度最小（仅0.089 mm），结合3.1节中关于04跨刚度退化速率最快的分析，暗示该跨可能是结构抗力衰退的“短板”。另外，01跨虽然安全裕度看似尚可，但其绝对变形最大（−6.523 mm），且曲线尾部较厚。这意味着01跨对极端事件的缓冲能力相对较弱。考虑到该桥建成已近30年，笔者建议，在后续运维中不应仅关注平均水平的变形，更应加强对01跨在极端天气或重载交通作用下的实时监测，并建立相应的预警阈值，以防微杜渐。

4　结　语

本文以泉州某大桥为背景，基于近3年的高频挠度监测数据，引入非平稳广义极值分布理论，系统开展了跨中挠度极值预测与分级预警研究。主要结论如下。

（1）挠度序列呈现显著的非平稳特性。MK检验与ACF分析表明，各跨挠度存在显著的负向漂移及长程依赖性，04跨刚度退化迹象最为明显（−0.89 mm/年）。结合现场调研情况分析，该跨可能受重载交通影响更为显著，刚度退化迹象相对明显。综上，四测点挠度均呈现约0.67~0.89 mm/年的系统性负向漂移与极强一阶自相关（0.94~0.97），ADF与KPSS的检验分歧被判定为“趋势平稳”型非平稳——这一诊断直接决定了后续应对位置参数作时变建模而非差分平稳化处理。

（2）位置、尺度双时变模型（M_3）具有最优的拟合优度。该模型不仅能表征挠度极值的中心迁移，还能刻画其离散程度的动态演化，显著优于平稳及其他简化模型，为非平稳条件下的极值分析提供了有效工具。从参数机理看，位置参数$\mu(t)$的时变刻画了挠度中心随龄期的长期迁移（沉降与刚度退化），尺度参数$\sigma(t)$的时变则反映结构对环境与车载激励的敏感性随龄期增大、响应离散度上升；似然比检验表明在$\mu(t)$时变基础上再引入$\sigma(t)$时变项仍高度显著（$p<0.01$），说明该桥挠度非平稳是“均值漂移”与“波动加剧”并存的双重过程，忽略尺度时变将系统性低估尾部极值风险。

（3）挠度极值服从Weibull分布（$\xi<0$），存在物理上限，其中形状参数ξ的取值是安全评价的关键。01跨$|\xi|$最小、尾部最厚，意味着其极端事件发生概率对重现期最敏感；而04、06跨$|\xi|$较大、尾部较薄、极值很快趋于饱和，同时04跨与06跨极值上限较低。在

100年一遇重现期下，各跨预测极值均未突破历史极小值，结构整体安全裕度尚可。

（4）安全储备呈现不均匀分布。尽管整体安全裕度充足，但04跨储备极薄（0.089 mm），且01跨绝对变形最大。建议管养部门后续对01跨、04跨加密实时监测、建立分级预警阈值，并随监测年限增长滚动辨识$\mu(t)$、$\sigma(t)$与ξ，逐步收窄外推不确定区间。

参考文献：

[1] 孙利民，尚志强，夏烨.大数据背景下的桥梁结构健康监测研究现状与展望[J].中国公路学报，2019, 32(11)：1-15.

[2] 夏烨，沈周辉，舒江鹏，等.基于边缘智能的轻量化桥梁健康监测：综述与展望[J].中国公路学报，2026，39(6)：197-218.

[3] 金聪鹤，钱永久，张方，等.考虑非平稳过程的劣化钢筋混凝土梁桥时变可靠度分析[J].工程科学学报，2022，44(7)：1265-1273.

[4] 樊学平，杨渡，李九谕，等.温度和车辆荷载耦合产生的桥梁极值应力预测[J].吉林大学学报(工学版)，2025，55(5)：1588-1594.

[5] Xia Q, Cheng Y, Zhang J, et al. In-Service Condition Assessment of a Long-Span Suspension Bridge Using Temperature-Induced Strain Data[J]. Journal of Bridge Engineering, 2017, 22(3)0: 04016124.

[6] 曾国良，邓扬，马斌，等.基于监测数据的在役大跨度桥梁竖向挠度可靠性评估[J].中南大学学报(自然科学版)，2021，52(10)：3636-3646.

[7] 毕朝阳，周金，王高新.基于长期监测数据的全寿命周期内桥梁温致挠度极值的预测[J].公路工程，2024，49(2)：7-13.

[8] WANG Z, YANG D YI T, et al. Eliminating environmental and operational effects on structural modal frequency: a comprehensive review[J]. Structural Control and Health Monitoring, 2022, 29 (11)：e3073.

[9] 陈水生，赵辉，朱朝阳，等.重车荷载作用的简支梁桥荷载效应极值预测[J].华中科技大学学报(自然科学版)，2021，49(9)：95-100.

[10] 徐望喜，钱永久，金聪鹤，等.考虑交通量增长的非平稳荷载效应极值研究[J].振动与冲击，2021，40(21)：275-282.

[11] 袁阳光，韩万水，李光玲，等.考虑非平稳因素的混凝土桥梁概率极限状态评估[J].工程力学，2020，37(8)：167-178.

[12] Tan D, Guo T, Luo H, et al. Dynamic threshold cable-stayed bridge health monitoring system based on temperature effect correction[J]. Sensors, 2023, 23(21): 8826.

[13] Xiao X, Liu Z, Zhang H. Machine learning-assisted reliability assessment of main girder deflection in suspension bridges[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2026, 275: 112754.

[14] 史道济.实用极值统计方法[M].天津：天津科学技术出版社，2006.

[15] JENKINSON A F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) of meteorological elements[J]. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 1955, 81(348): 158-171.

[16] 韩清禹，刘伟，刘标胤，等.基于非平稳GEV模型的雅鲁藏布江流域极端温度事件风险归因研究[J].水文，2024，44(5)：106-112.

[17] AKAIKE H. A new look at the statistical model identification[J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974, 19(6): 716-723.

（上接第151页）

出采用提升路基高度、换填路基材料、设置路基隔断层的方案来处理盐渍土路基，并提出施工注意要点，得出以下结论。

（1）准确研判盐渍土的有无、盐渍土的类型是勘察设计的关键，采用正确合理的处置工艺方案是提高设计质量的技术保证。

（2）在设计说明中，描述施工注意要点的详细程度，是施工单位能否领会设计意图、盐渍土地基处理方案能否正确实施的重要一环。

参考文献：

[1] 刘文太.机场盐渍土地基处理的设计与施工[J].中国建材科技，2014，23(4)：90-92.

[2] 马殷军.西北地区盐渍土路基化学处理方法探析[J].甘肃科技纵横，2019，48(5)：12-14.

[3] 王晓华，刘润有.滨海新区氯盐渍土路基破坏形式及处治技术[J].城市道桥与防洪，2012(11)：40-43.

[4] 贾吾兰·佳苏尔.新疆区域高速公路不良地质段路基的设计处置方案研究[J].北方交通，2018(5)：92-94.

[5] 陈先岳.新疆莎车机场快速路粗粒土路基填料工程性质研究[D].西安：西安建筑科技大学，2018.

[6] GB 50021—2001 岩土工程勘察规范 [S].

[7] GB/T 50942—2014 盐渍土地区建筑技术规范 [S].

[8] 蒲明.碎石桩复合地基质量检测与承载力分析方法研究[D].西安：长安大学，2012.

[9] 李宝铭.浅谈盐渍土地区公路路基设计的防治措施[J].北方交通，2018(4)：100-103.

[10] 董朝阳.盐渍土路基处理方法探讨[J].甘肃科技纵横，2019，48(5)：18-20.

[11] 杨正荣，杜滨.盐渍土路基设计[J].公路，2013(2)：33-35.

[12] 竹珂琦.高速公路盐渍土路基施工技术研究[J].交通世界，2025(19)：146-148.