**DOI:**10.16450/j.cnki.issn.1004-6801.2025.05.022

# 大跨屋盖风压非高斯概率分布特性及极值研究\*

谢敬凯1, 杨雄伟2, 李明水3,4, 杜树碧3,4

- (1.广州地铁设计研究院股份有限公司 广州,510010)
- (2.河北地质大学城市地质与工程学院 石家庄,050031)
- (3. 西南交通大学风工程试验研究中心 成都,610031)

(4. 风工程四川省重点实验室 成都,611756)

摘要 为了研究大跨屋盖表面风压非高斯特性及极值风压分布,对某高铁站房屋盖进行了风洞测压试验。首先,对表面风压进行高斯分布和非高斯分布的划分;其次,对比3种不同单一概率分布(Gumbel、Lognormal和Weibull)及其对应的组合分布(双Gumbel、双Lognormal和双Weibull)对屋盖表面风压时程的拟合效果,并比较了组合概率分布获取的极值风压与修正Hermite法的估计结果;最后,给出全风向角下屋盖极值风压分布。结果表明:组合概率分布对风压时程的拟合效果优于单一分布,组合分布在同一保证率下的极值估计结果好于单一分布;组合分布在99.90%保证率下的估计效果总体上优于修正Hermite法;极值风压随风向角变化显著,在全风向角下极小值风压系数在屋盖边缘侧中部最小,可达到一5.9。

关键词 大跨屋盖;非高斯特性;极值风压;组合概率分布;极值估计方法中图分类号 TU312;TU201

# 引言

随着城市扩张,大跨曲面屋盖结构由于其跨度 大、自重轻等优点而被广泛应用于机场、高铁站、会 展中心和体育场等。风荷载是此类结构的主要控制 荷载,强风经常导致结构局部区域发生破坏[1]。其 中,屋盖风荷载极值被低估是造成破坏的重要原因 之一<sup>[2]</sup>。但是,过于保守估计又会造成经济浪费,所 以准确估计局部结构的极值风压十分重要。

当前,获得大跨曲面屋盖的极值风压主要是采用一定的极值方法分析试验得到的风压系数时程。根据采样时程的长短及样本数量,一般有两大类估计方法。第1类主要基于经典极值理论,当样本数量足够多时,可以从每个子样本提取极值,建立极值概率分布模型,从而求得一定保证率的极值。根据《屋盖结构风荷载标准》<sup>[3]</sup>,峰值分段平均法能直接从样本中获得极值,但需要较长的风洞试验样本,因此并不经济。基于经典极值理论,王飞等<sup>[4]</sup>在转化不同观测时距参数的方法<sup>[5]</sup>基础上,提出了利用自相关系数划分样本观测时距的方法。Feng等<sup>[6]</sup>基于

互信息理论对样本进行重新划分,提出了改进的峰 值分段平均法。第2类方法是利用单次短时程样本 估计极值风压,工程上使用最多的是Davenport[7]提 出的峰值因子法。我国《建筑结构荷载规范》[8]将表 面风压分布视为高斯分布,取对应99.38%保证率 的峰值因子为2.5,但此方法不适合非高斯样本极值 风压的估计[9]。Winterstein[10]给出Hermite矩模型 系数取值方法,将显式公式应用于2阶泰勒展开的 软化过程,解决了样本的非高斯问题,但未考虑带宽 因子的影响,在风振响应极值估计时会导致结果偏 大。Kwon等[11]考虑了带宽因子并给出了峰值因子 求解公式,但只能计算软化非高斯过程。Ding等[12] 建立了硬化非高斯过程的Hermite矩模型。文 献[13-15]进一步对 Hermite 矩模型进行改进,通过 大量风洞试验,对闭合解公式中的系数进行拟合,得 出能求短时程样本的矩模型方法(本研究称为修正 Hermite 法)。

对于非高斯风压概率分布的拟合, Sadek 等[16] 研究了风压时程样本概率分布, 当风压时程不符合高斯分布时, 选取多种概率分布模型对不同偏度、峰

<sup>\*</sup> 国家自然科学基金资助项目(51878580,52108477);河北省自然科学基金资助项目(E2023403007);河北省教育厅科学研究资助项目(BJK2024130);石家庄市驻冀高校基础研究资助项目(241790677A);河北地质大学博士科研启动基金资助项目(BQ2024047)

度的风压概率分布样本进行拟合,并通过等效概率 原则求得相应极值。陶玲等[17]对风压时程的拟合结 果表明,偏度在0.8以内的时程与Lognormal分布吻 合得最好,偏度大于0.8的时程与GEV分布吻合得 最好,但缺少对负偏度样本的研究。李寿科等[18]在 众多概率分布中,发现三参数 Gamma 分布对大跨屋 盖风压系数时程的拟合效果最好。王旭等[19]对 Normal 分布、Lognormal 分布、三参数 Gamma 分布 及GEV分布对低矮建筑风压系数时程的拟合效果 进行了对比,结果显示GEV分布的拟合效果最优。 以上研究出现了不同的结论,这是由于传统指数类 分布自身属性造成的[20]。Liang等[21]研究了测点出 现双峰分布以后的风压时程,对不同双峰类型的风 压系数时程进行拟合并取得了较好的效果。夏俞超 等[22]提出用组合概率分布模型来拟合风压系数时 程,取得了较好的拟合效果。Yang等[23-25]通过多种 单一分布函数拟合风压系数概率密度函数,获得了 具有99.38%保证率的极值风荷载。

笔者提出了利用组合分布概率模型估计非高斯测点极值风压的方法。首先,研究了屋盖表面非高斯风压特性,采用多种概率分布模型对其进行拟合; 其次,通过拟合的结果估计极值风压,并与修正 Hermite 法计算的极值风压进行对比;最后,分析了 此类屋盖表面极值风压的分布特点,为复杂曲面大 跨屋盖局部结构抗风设计提供参考。

## 1 试验概况

进行测压试验的风洞试验段截面宽为 22.5 m, 高为 4.5 m, 长为 36 m, 风速范围为  $1.0\sim16.5$  m/s, 采用《建筑结构荷载规范》<sup>[8]</sup>规定的 B类湍流风场。风洞中模拟的平均风速和湍流强度剖面如图 1 所示。其中:H为梯度风高度;U为梯度风速; $U_H$ 为参考风速; $I_u$ 为湍流强度; $\alpha$ 为地面粗糙度指数, B类风

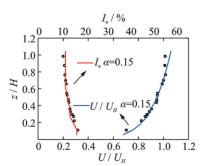


图1 平均风速与湍流强度剖面

Fig.1 Profile of mean wind speed and turbulence

场取 0.15。由图 1 可知,试验值与规范值基本吻合,满足试验要求。

对某具有复杂曲面屋盖的高铁站房进行研究,其屋盖实际尺寸长、宽和高分别为503.4、308.3和62 m,几何缩尺比为1:200。试验模型采用ABS塑料制成,满足几何相似,并且试验阻塞率小于5%。试验模型共布置354个测压点,试验风向角与测点如图2所示。在360°内每隔15°进行一次表面风压测量,风洞试验模型如图3所示。采用Scanvalve电子扫描阀进行压力测量,为排除畸变影响,测压管长度满足要求。采样频率为256 Hz,单次采样时长为60 s,并在180°、225°和270°下增加长时程采样时间6 min。取屋盖31 cm高度处的风速 U=6.6 m/s为参考风速,试验风速比为1:4.36,对应的时间比为1:45.87,试验采样13.08 s对应实际10 min。

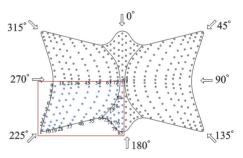


图2 试验风向角与测点

Fig.2 Test wind direction angle and pressure taps



图 3 风洞试验模型 Fig.3 Model of wind tunnel test

# 2 试验结果与分析

### 2.1 高斯与非高斯样本划分

以下计算均采用参考高度处的风压系数时程, 其计算公式为

$$C_{p}(t) = \frac{P(t) - P_{0}}{P_{0} - P_{0}} \tag{1}$$

其中:t为序列时间; $C_p(t)$ 、P(t)分别为测点处的风压系数序列和风压序列; $P_a$ 、 $P_o$ 分别为参考高度处的总压和静压。

由于屋盖表面风压系数时程符合高斯特性的测点,用峰值因子法即可取得准确的极值结果,因此只需对非高斯测点进行研究,可以根据风压系数时程样本的偏度  $m_3$  和峰度  $m_4$  对屋盖风压进行高斯与非高斯测点的划分。偏度和峰度为风压系数时程样本的 3 阶矩和 4 阶矩,一般认为  $m_3 = 0$ 、 $m_4 = 3$  的样本为标准高斯分布,其计算式为

$$m_{3} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[ C_{p}(t) - \overline{C}_{p} \right]^{3} / \sigma^{3}$$
 (2)

$$m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[ C_p(t) - \overline{C}_p \right]^4 / \sigma^4$$
 (3)

其中:n为采样步长; $\bar{C}_{\rho}$ 为风压系数样本均值; $\sigma$ 为样本标准差。

典型风向角下脉动风压的偏度和峰度云图如图 4 所示。由图可见:180°风向角下靠近迎风侧边

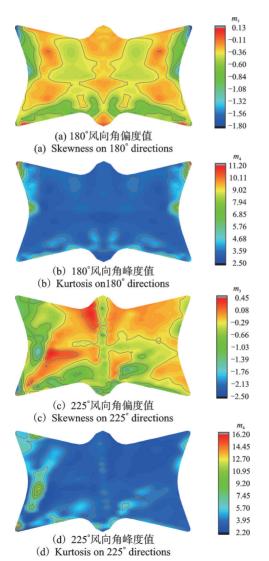


图 4 典型风向角下脉动风压的偏度和峰度云图

Fig.4 Contours of skewness and kurtosis on typical wind direction

缘处和跨中凸起区域,由于气流分离,测点处于气流 漩涡内,因此该区域偏度和峰度普遍偏离标准值,测 点严重偏离高斯分布,而位于尾部及中间部分区域 处于流动再附区域,测点基本满足高斯分布;225°风 向角下随着迎风面的改变,屋盖表面流动分离更加 复杂,此时非高斯区域明显增多。

通过对样本偏度和峰度的分析,可以定量判断样本偏离高斯分布的程度。针对不同的偏度和峰度累积分布函数(cumulative distribution function,简称CDF)值,其值越小,非高斯划分结果越保守。鉴于对复杂大跨屋盖非高斯区域无统一划分标准<sup>[26-28]</sup>,本研究综合考虑偏度和峰度的影响,选取偏度和峰度的累积概率达到70%作为划分标准。

图 5 给出了 180°风向角下,偏度与峰度的累计分布函数达到 70% 时的结果。由于存在偏度大于 0 的测点,且偏度无论正负都偏离高斯分布,因此偏度划分时应取临界值的绝对值。由图可知,当风压系数时程的偏度和峰度满足 $|m_3|>0.307$ 且 $m_4>3.554$ 时,可以看作非高斯测点。同理,225°风向角下,测点风压系数概率分布为非高斯分布的条件为 $|m_3|>0.154$ 且 $m_4>3.898$ 。

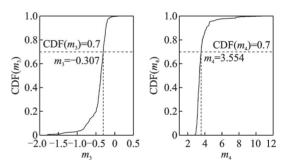


图 5 180°风向角下偏度和峰度的累积分布

Fig.5 Cumulative distribution function of skewness and kurtosis on 180° directions

全风向角下偏度-峰度散点图如图6所示。本研究采用最小二乘法对其关系进行了拟合,可以看

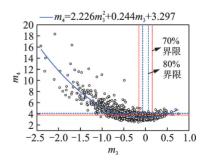


图 6 全风向角下偏度-峰度散点图

Fig.6 Scatter diagram of skewness and kurtosis on all wind directions

出,全风向角下风压系数时程的偏度和峰度分布较为离散,并且存在非线性关系。此外,两者的取值基本都在 $-1 < m_3 < 0$ 、 $3 < m_4 < 6$ 的范围内,且大多数测点的风压系数时程都不满足标准高斯特性。图 6还给出了 70% 和 80% 作为划分非高斯标准的界限,可以发现 70% 所对应的非高斯测点划分结果多于 80% 所对应的结果,相对来说 70% 对应的结果更加保守。

全风向角下非高斯测点划分结果如图7所示。 其中:红色为非高斯测点;黑色为高斯测点。可以看出,在全风向角下屋盖的边角区域以及跨中凸起部分均为非高斯测点,只有少部分屋盖中部区域为高斯测点。这是因为在各个风向角下流动分离区域均处在屋盖迎风边缘及跨中凸起处。从设计角度来看,非高斯风压区域的极小值风压往往较小,对围护结构的抗风设计起到控制作用。因此,在抗风设计时应加强非高斯区域的抗风性能。

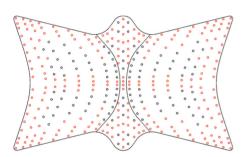


图7 全风向角下非高斯测点划分结果

Fig.7 Distribution of non-Gaussian taps on all directions

## 2.2 风压时程概率分布特性

对风压系数样本符合非高斯特性的测点,可以采用相应的概率分布模型进行拟合。笔者为研究组合概率分布模型对非高斯风压的描述,采用Gumbel、三参数 Lognormal、三参数 Weibull 分布及其对应的组合分布,即 GG 分布(双 Gumbel)、LL 分布(双 Lognormal)和 WW 分布(双 Weibull)分别拟合风压时程。

Gumbel、三参数 Lognormal 和三参数 Weibull 分布的概率密度函数分别表示为

$$f_{G}(x; \beta, \gamma) = \exp\left(-\frac{x - \gamma}{\beta} - \exp\left(-\frac{x - \gamma}{\beta}\right)\right) (4)$$

$$f_{L}(x; \alpha, \beta, \gamma) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x - \gamma) - \beta}{\alpha}\right)^{2}\right)}{(x - \gamma)\alpha\sqrt{2\pi}} (5)$$

$$f_{W}(x; \alpha, \beta, \gamma) = \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{x - \gamma}{\beta} \right)^{\alpha - 1} \exp \left( -\left( \frac{x - \gamma}{\beta} \right)^{\alpha} \right)$$
(6)

其中: $f_G \setminus f_L \cap f_W \to 3$ 种概率密度函数; $\alpha \setminus \beta \cap \gamma \to \beta$ 布参数。

组合概率密度分布可以看成单一分布分别按照一定权重的组合,即有限混合模型(finite mixture models,简称FMM),可表示为

$$f(x,p) = \sum_{i=1}^{k} p_i f_i(x) =$$

$$p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x) + \dots + p_k f_k(x)$$
(7)

其中:p为权重,必须满足 $0 < p_i < 1$ 和 $p_1 + p_2 + \cdots + p_k = 1$ ; $f_i(x)$ 为单一概率密度函数。

根据式(7),二阶组合分布GG分布、LL分布和WW分布的概率密度函数分别为

$$f_{GG}(x) = p_1 f_G(x; \beta_1, \gamma_1) + p_2 f_G(x; \beta_2, \gamma_2)$$
(8)  

$$f_{LL}(x) = p_1 f_L(x; \alpha_1, \beta_1, \gamma_1) + p_2 f_L(x; \alpha_2, \beta_2, \gamma_2)$$
(9)  

$$f_{WW}(x) = p_1 f_W(x; \alpha_1, \beta_1, \gamma_1) + p_2 f_W(x; \alpha_2, \beta_2, \gamma_2)$$
(10)

其中: $f_{GG}$ 、 $f_{LL}$ 和 $f_{WW}$ 为3种组合概率密度函数; $p_1$ 、 $p_2$ 为随风压概率密度分布改变而变化的权重。

未知分布参数以及 $p_1$ 、 $p_2$ 均通过对风压系数时程样本拟合求得。为定量分析各分布适用效果,叶继红等[29]采用 K-S 检验方法来评价各分布模型。格里汶科定理[30]表明:样本容量够大时,经验分布函数 $F_{ic}$ 非常接近实际分布函数 $F_{ic}$ ,两者之间的最大差值D不会很大。K-S检验借助D值评价分布的相似程度,D值越小,被检验的模型越接近于目标模型。D的表达式为

$$D = \max |F_{ic} - F_{i}| \tag{11}$$

其中: $F_{ic}$ 、 $F_{i}$ 分别为i处目标累积概率密度和被检验累积概率密度。

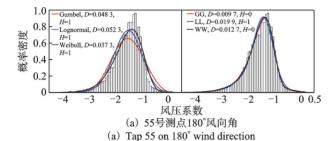
本研究使用 K-S 检验时,显著性水平取 0.01。 当 H=0 时表示检验结果为原样本与拟合分布相同,H=1时表示不同。分析不同风向角下典型测点偏度和峰度值,如表 1 所示。表中有正、负偏度及峰度较大的测点,能较好地代表屋盖表面测点的风压特性。

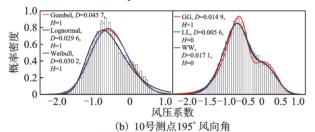
图 8 为典型测点风压系数时程拟合图。由图可知:5、10 和 55 号测点在各自风向角下处于迎风侧边缘处,受流动分离的影响,概率分布呈现出明显的非

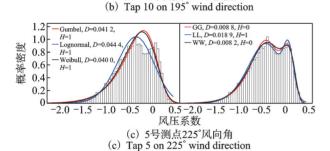
表 1 典型测点偏度和峰度值

Tab.1 Skewness and kurtosis values of typical pressure taps

测点	风向角/(°)	偏度	峰度
55号	180	-0.8788	5.259 0
10号	195	0.196 4	2.767 7
5号	225	-0.6373	3.401 8
84号	270	0.631 6	3.881 7







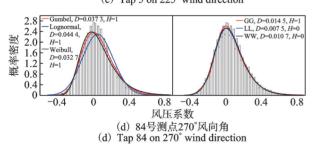


图 8 典型测点风压系数时程拟合图

Fig.8 Time-history fitting diagram of coefficient of typical pressure taps

高斯特性,以负压为主;84号测点在270°风向角下正对来流,非高斯特性相对较弱,此时以正压为主。因此,处于气流漩涡内的测点比正对来流的测点表现出更强的非高斯特性。从图8中典型测点的D、H值发现:单一分布D值基本在0.03以上,组合分布D值基本在0.02以下,说明3种组合分布与风压样本

的相似程度大于单一分布与风压样本的相似程度; 单一分布 H 值均为 1,组合分布 H 值多为 0,也说明 组合分布更适合描述曲面屋盖非高斯风压概率分 布。对比图 8(a)和(d)中单一分布和组合分布的拟 合结果发现:当测点峰度越大,概率分布中间部分越 上凸,单一分布越难在峰值处得到较好的拟合效果; 当测点偏度越大,概率分布的正尾或负尾部越长,单 一分布拟合效果越差;组合分布在峰度和偏度值较 大时,既能保证尾部的拟合效果,也能保证中部的拟 合效果。由图 8(b)和(c)可以发现,测点风压时程 概率分布较为复杂,尤其是出现双峰分布时,组合分 布仍可以有较好的拟合效果,这是单一分布无法实 现的。

在 180°和 225°风向角下,各分布所有拟合测点的 D值如图 9 所示。由于模型双轴对称,因此只对图 2 中红色部分 1/4 测点进行分析。由图可知,各风向角下组合分布的拟合程度及离散程度均好于单一分布。在 180°和 225°下,各分布平均 D 值对比见表 2。由表可知,对于单一分布,Weibull分布的拟合效果最好,而 3 种组合分布的拟合效果相差不大,且均优于单一分布,这进一步说明组合分布更适合描述屋盖表面非高斯风压概率分布。

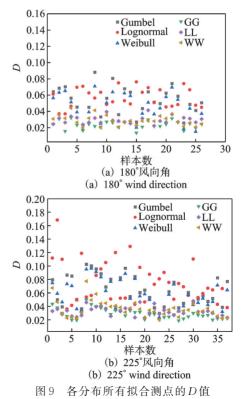


Fig.9 D value of all fitting pressure taps of each distribution

表 2 180°和 225°风向角下各分布平均 D 值对比

Tab.2 Comparison of the average D values of each distribution under wind direction angles of  $180^{\circ}$  and  $225^{\circ}$ 

风向 角/(°)	Gumbel	Lognormal	Weibull	GG	LL	WW
180	0.038 0	0.041 7	0.030 7	0.016 4	0.012 9	0.015 4
225	0.050 9	0.0600	0.047 4	0.0183	0.012 4	0.017 4

### 2.3 极值风压系数结果对比

为研究组合分布获取的极值风压精度,利用残 差标准值 є 来进行定量评价,即

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{1}^{n} (C_{pi, \text{est}} - C_{pi, \text{std}})^{2}}{n}}$$
 (12)

其中:n为所计算的总测点数; $C_{pi,est}$ 为i测点的极值风压估计值; $C_{pi,std}$ 为i测点的极值风压标准值,采用《屋盖结构风荷载标准》[3]中长时程试验样本进行计算。

本研究取 1/4 测点进行分析,将长时程的风压系数时程 275 min 按每段实际时长 10 min 分为 27 段,提取每段样本里的极大值  $C_{pi, max}$  和极小值  $C_{pi, min}$ ,再计算得到各测点极值风压系数的标准值。计算公式为

$$C_{\rho \max, \text{std}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} C_{\rho i, \max}$$
 (13)

$$C_{p\min, std} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} C_{pi, \min}$$
 (14)

采用拟合效果较好的概率分布获取风压极值更为合理。得到拟合的概率密度函数以后,取某一保证率对应的累积概率密度,其相应的横坐标值就是极值风压。以55号测点为例,其在180°风向角下的累积概率密度如图10所示。根据我国《建筑结构荷载规范》[8],当风压系数时程符合高斯分布时,取峰

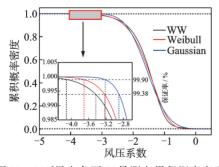


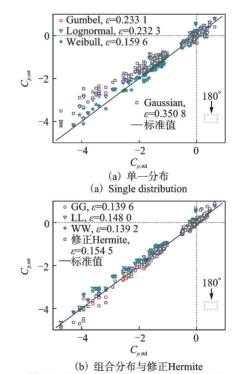
图 10 180°风向角下 55号测点累积概率密度

Fig.10  $\,$  CDF distribution of pressure tap 55 on 180 $^{\circ}$  wind direction

值因子 2.5 计算极值风压,此时极值对应的保证率为 99.38%。当测点风压越偏离高斯分布且保证率越高时,对应的峰值因子和极值风压越大。

通过对比长时风洞获取的 55 号测点极值风压系数标准值(一4.07)可以发现:高斯分布在 99.38%及 99.90%保证率下的极小值分别为一2.90和一3.22,均严重低估了极小值;WW分布在 2种保证率下的估计结果为一3.43和一4.11,优于单一Weibull分布的估计结果—3.23和—3.71;相同分布模型下,99.90%保证率下的估计结果优于 99.38%保证率下的结果,且WW分布在 99.90%保证率下的估计结果最为准确。

为进一步分析屋盖上的所有测点,笔者取上述6种概率分布模型在99.90%的保证率下所对应的非高斯风压极值进行研究,并与修正Hermite法和按高斯分布计算的峰值因子法的结果进行比较。各分布在180°风向角下的极值风压结果如图11所示。图中左下角为极小值,右上角为极大值。由图11(a)可知:6种分布模型的估计效果均好于高斯分布;Gumbel和Lognormal分布的残差标准值 c分别为0.2331和0.2323,其估计结果较差,且低估了大部分测点的极小值;Weibull分布的 c值为0.1596,其估计结果相比于Gumbel和Lognormal分布更精确。由图11(b)

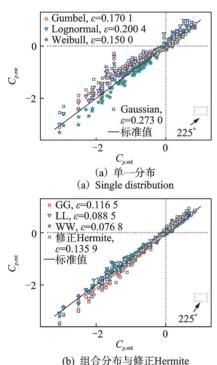


(b) Combination distribution and Modified Hermite 图 11 各分布在 180°风向角下的极值风压结果

Fig.11 Extreme pressure on 180 ° wind direction of each distribution

可知: GG、LL和WW组合分布的  $\epsilon$ 值分别为 0.139 6、0.148 0 和 0.139 2,对绝大部分测点极大值和极小值的估计都较为准确,其中WW分布的估计效果最好;修正 Hermite 法的  $\epsilon$ 值为 0.150 0,因此组合分布的估计结果要好于修正 Hermite 法。修正 Hermite 法会高估某些测点极值,尤其是大跨屋盖表面的风压极大值,这是因为修正 Hermite 法在  $m_4$  < 3 时峰值因子取定值 3.5,取值较为保守。

图 12 给出了 99.90% 保证率时,各分布在 225°风 向角下的极值风压结果。图 11、12 均表明,组合分布估计结果的离散程度好于单一分布,与表 2 的分析结果一致。这是因为 3 种组合分布对每个测点均有较好的拟合精度,而单一分布在测点偏度、峰度不同时呈现的拟合精度差异较大。可见,使用组合分布估计大跨屋盖的极值风压系数具有较高的准确性。



(b) Combination distribution and Modified Hermite 图 12 各分布在 225°风向角下的极值风压结果

Fig.12 Extreme pressure on 225 ° wind direction of each distribution

将工程上常采用的高斯分布(即峰值因子法)计算的极小值风压与WW分布计算的极小值风压间的相对误差定义为 $\delta$ ,其计算式为

$$\delta = \frac{C_{p \min, G} - C_{p \min, WW}}{C_{p \min, WW}} \times 100\% \tag{15}$$

其中: $C_{pmin,G}$ 、 $C_{pmin,ww}$ 分别为峰值因子法和WW分布计算的非高斯测点极小值风压系数。

非高斯测点极小值相对误差如图13所示。由

图可知,采用高斯分布会极大地低估非高斯测点极值风压,尤其是在边角处的强非区域低估情况更为明显。如180°风向角下1号测点的低估偏差为48%,225°风向角下2号测点的低估偏差达到81%,这将严重威胁围护结构的安全。

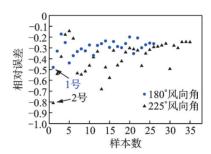


图 13 非高斯测点极小值相对误差

Fig.13 Relative error of minimum wind pressure of non-Gaussian pressure taps

## 2.4 全风向角下极值风压系数

由于屋盖表面负压起到主要控制作用,因此仅 给出极小值分析结果。

典型测点风压极小值系数随风向角的变化如图 14 所示。其中,5、10 和 55 号测点位于屋盖边角位置,其风压极小值随风向角发生显著变化。因为在 180°附近风向角下测点处于迎风侧,气流发生流动分离,此时漩涡内属于强非高斯区域,出现较大的负压,10、55 号测点都出现最小值,所以在结构设计时应充分考虑风向角的影响,尤其是局部结构的抗风设计。84 号测点位于屋盖跨中部分,受气流流动分离影响较小,因此风压极值随风向角变化更小,其非高斯特性相对较弱。但是,无论风向角如何变化,典型测点的极小值均为负压。

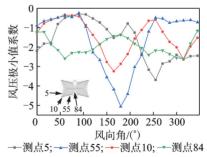


图 14 典型测点风压极小值系数随风向角的变化

Fig.14 Extreme pressure coefficients of typical pressure taps vary with wind direction

全风向角下风压极小值分布云图如图 15 所示。 由图可见风压极小值的分布规律,负压较小部分均 出现在边缘区域。对比图 4 可以发现,风压极小值

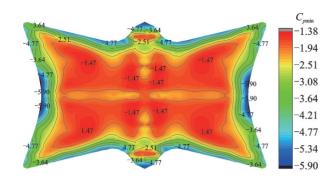


图 15 全风向角下风压极小值分布云图 Fig.15 Extreme pressure distribution on all wind directions

的分布规律与非高斯特性有着较强的相关性,即较小负压存在于各风向角下迎风侧的流动分离区域,即非高斯区域。此外,屋盖跨中凸起部分也出现较小负压值,这说明气流在流动分离再附后在凸起处又发生了分离,但相比迎风处更弱。与典型测点类似,全风向角下屋盖的极小值风压均为负压,最小值出现在屋盖边缘中部处,达到一5.9,局部结构设计时应予以重点考虑。

# 3 结 论

- 1) 大跨屋盖表面边缘及凸起部分区域的测点 风压时程呈现较强的非高斯特性,其概率分布与高 斯分布相比存在较为明显的负偏和凸起。
- 2)组合概率分布对非高斯测点风压时程的拟合具有更好的适应性,其拟合效果总体上优于单一分布,更适合用来描述非高斯风压概率特性。
- 3) 从极值估计偏差来看,同一保证率下各组合分布对大跨屋盖极值风压系数的估计结果优于单一分布的估计结果。组合分布在99.90%保证率下的估计结果优于修正 Hermite 法,能达到理想的估计效果,其中WW分布总体估计偏差最小。
- 4) 非高斯区域风压极值受风向影响较大,其中风压极小值在各风向角下均为负压,最小值达到 -5.9。风压极小值分布较为规律,负压较小部分多 出现在边缘及中部流动分离较强烈的非高斯区域。

#### 参 考 文 献

- [1] SPARKS P R, SCHIFF S D, REINHOLD T A. Wind damage to envelopes of houses and consequent insurance losses [J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 1994, 53(1/2): 145-155.
- [2] 吴迪.大跨屋盖结构风效应不确定性及抗风设计方法研究[D].哈尔滨:哈尔滨工业大学,2012.

- [3] 中华人民共和国住房和城乡建设部.JGJ/T 481—2019 屋盖结构风荷载标准[S]. 北京:中国建筑工业出版社,2019.
- [4] 王飞,全涌,顾明.基于广义极值理论的非高斯风压 计算方法[J].工程力学,2013,30(2):44-50. WANG Fei, QUAN Yong, GU Ming. Non-Gaussian wind pressure calculation method based on generalized extremum theory [J]. Journal of Engineering Mechanics, 2013, 30(2):44-50.(in Chinese)
- [5] COOK N J, MAYNE J R. A novel working approach to the assessment of wind loads for equivalent static design [J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 1979, 4(2): 149-164.
- [6] FENG S, WANG Y K, XIE Z N. Estimating extreme wind pressure for long-span roofs: sample independence considerations[J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 2020, 205: 104341.
- [7] DAVENPORT A G. Note on the distribution of the largest value of a random function with application to gust loading [J]. Proceedings of the Institution of Civil Engineers, 1964, 28(2): 195-196.
- [8] 中华人民共和国住房和城乡建设部,中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局. GB 50009—2012 建筑结构荷载规范[S]. 北京:中国建筑工业出版社,2012.

[9] 何书勇,刘庆宽,张同亿,等.干扰下方形超高层建筑

- 风压的非高斯特性研究[J]. 振动、测试与诊断, 2022, 42(2): 249-255.

  HE Shuyomg, LIU Qingkuan, ZHANG Tongyi, et al. Non-Gaussian feature of wind pressure on square super high-rise buildings under disturbance[J]. Journal of Vibration, Measurement & Diagnosis, 2022, 42(2): 249-
- [10] WINTERSTEIN S R. Non-normal responses and fatigue damage [J]. Journal of Engineering Mechanics, 1985, 111(10): 1291-1295.

255.(in Chinese)

- [11] KWON D K, KAREEM A. Peak factors for non-Gaussian load effects revisited [J]. Journal of Structural Engineering, 2011, 137(12): 1611-1619.
- [12] DING J, CHEN X Z. Moment-based translation model for hardening non-Gaussian response processes[J]. Journal of Engineering Mechanics, 2016, 142 (2): 06015006.
- [13] YANG QS, TIAN YJ. A model of probability density function of non-Gaussian wind pressure with multiple samples[J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 2015, 140: 67-78.
- [14] 田玉基, 杨庆山. 非高斯风压时程峰值因子的简化计算式[J]. 建筑结构学报, 2015, 36(3): 20-28.

  TIAN Yuji, YANG Qingshan. Reduced formula of

- peak factor for non-Gaussian wind pressure history[J]. Journal of Building Structures, 2015, 36(3): 20-28. (in Chinese)
- [15] 李波,田玉基,杨庆山.非高斯风压时程的矩模型变换与峰值因子计算公式[J].振动工程学报,2016,29(3):395-402.
  - LI Bo, TIAN Yuji, YANG Qingshan. Moment-based transformation of non-Gaussian wind pressure histories and non-Gaussian peak factor formulae [J]. Journal of Vibration Engineering, 2016, 29(3): 395-402.(in Chinese)
- [16] SADEK F, SIMIU E. Peak non-Gaussian wind effects for database-assisted low-rise building design[J]. Journal of Engineering Mechanics, 2002, 128 (5): 530-539.
- [17] 陶玲, 黄鹏, 顾明, 等. 低矮房屋风压时程的概率分布 [J]. 同济大学学报(自然科学版), 2013, 41(1): 27-32.
  - TAO Ling, HUANG Peng, GU Ming, et al. Probability density distribution of wind pressure time series of low-rise buildings[J]. Journal of Tongji University (Natural Science), 2013, 41(1): 27-32.(in Chinese)
- [18] 李寿科, 李寿英, 陈政清, 等. 大跨开合式屋盖峰值风 压的试验研究[J]. 振动与冲击, 2010, 29(11): 66-72. LI Shouke, LI Shouying, CHEN Zhengqing, et al. Peak factors of extreme wind pressure on a retractable stadium roof[J]. Journal of Vibration and Shock, 2010, 29(11): 66-72.(in Chinese)
- [19] 王旭, 黄鹏, 刘海明, 等. 超强台风作用下低矮建筑屋盖风压非高斯特性研究[J]. 建筑结构学报, 2016, 37(10): 132-139.
  - WANG Xu, HUANG Peng, LIU Haiming, et al. Non-Gaussian features of wind pressures on low-rise building's roof during a super typhoon[J]. Journal of Building Structures, 2016, 37(10): 132-139.(in Chinese)
- [20] 马兴亮. 建筑结构表面风压非高斯特性分析方法研究 [D]. 大连: 大连理工大学, 2019.
- [21] LIANG QS, FUJY, LIZ, et al. Bimodal distribution of wind pressure on windward facades of high-rise buildings induced by interference effects [J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 2020, 200: 104156.
- [22] 夏俞超, 陈水福. 复杂屋盖结构表面风压的非高斯特性研究[J]. 振动与冲击, 2019, 38(2): 123-130.

  XIA Yuchao, CHEN Shuifu. Non-Gaussian characteristics of the wind pressure on a roof with irregular shape
  [J]. Journal of Vibration and Shock, 2019, 38(2): 123-

- 130.(in Chinese)
- [23] YANG X W, YANG Y, LI M S, et al. Effects of freestream turbulence on non-Gaussian characteristics of fluctuating wind pressures on a 5:1 rectangular cylinder [J]. Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics, 2021, 217: 104759.
- [24] YANG X W, DU S B, LI M S, et al. Effects of the turbulence integral scale on the non-Gaussian properties and extreme wind loads of surface pressure on a CAARC model[J]. Journal of Structural Engineering, 2022, 148(11): 04022174.
- [25] YANG X W, ZHOU Q, LEI Y F, et al. Non-Gaussian features of dynamic wind loads on a long-span roof in boundary layer turbulences with different integral-scales[J]. Wind and Structures, 2022, 34(5): 421-435.
- [26] 孙瑛. 大跨屋盖结构风荷载特性研究[D]. 哈尔滨:哈尔滨工业大学,2007.
- [27] GIOFFRE M, GUSELLA V, GRIGORIU M. Non-Gaussian wind pressure on prismatic buildings. II: numerical simulation [J]. Journal of Structural Engineering, 2001, 127(9): 990-995.
- [28] 李玉学,白硕,杨庆山,等.大跨度封闭式柱面屋盖脉动风压非高斯分布试验研究[J].建筑结构学报,2019,40(7):62-68.
  - LI Yuxue, BAI Shuo, YANG Qingshan, et al. Experiment study on non-Gaussian distribution of fluctuating wind load on long-span enclosed cylindrical shell roof [J]. Journal of Building Structures, 2019, 40(7): 62-68. (in Chinese)
- [29] 叶继红, 侯信真. 大跨屋盖脉动风压的非高斯特性研究[J]. 振动与冲击, 2010, 27(7): 9-15.
  YE Jihong, HOU Xinzhen. Non-Gaussian features fluctuating wind pressures on long span roofs[J]. Journal of Vibration and Shock, 2010, 27(7): 9-15.(in Chinese)
- [30] 周复恭.应用数理统计学[M].北京:中国人民大学出版社,1989:441-445.



第一作者简介:谢敬凯,男,1995年11 月,硕士、助理工程师。主要研方向为大 跨结构风荷载特性。

E-mail:xiejingkai3980@163.com

通信作者简介:杨雄伟,男,1992年5月,博士、讲师、硕士生导师。主要研究方向为结构抗风。

 $E\text{-mail:}yxw\_swjtu@126.com$