

引用格式:熊昊然,程杉.基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布[J].电力科学与技术学报,2024,39(2):207-213.

Citation: XIONG Haoran, CHENG Shan. Joint probability distribution of wind speed and direction based on binary exponential polynomial[J]. Journal of Electric Power Science and Technology, 2024, 39(2): 207-213.

基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布

熊昊然,程杉

(三峡大学电气与新能源学院,湖北宜昌 443002)

摘要:风能分布具有不均匀性,改进风能资源特征评估方法以提升其准确性和全面性对于风电场建设和风能高效利用至关重要。为此,提出基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布建模方法,利用线性最小二乘法求解该模型的二元指数多项式参数,并加入归一化常数,使其满足概率密度函数特性,结合多种拟合优度指标函数进行优化,求解二元指数多项式的最优指数,从而获得拟合性能最优的风速风向联合概率分布。采用该模型拟合多个地区风电场的实测数据并与 Copula 模型进行对比验证,结果分析表明:由于二元指数多项式模型具有更多拟合参数,使该模型在均方根误差、决定系数、赤池信息准则以及平均绝对百分比误差等方面的指标均优于 Copula 模型,证明基于二元指数多项式的拟合模型可以更准确地拟合风电场的风速风向数据。

关键词:统计模型;二元指数多项式;风能;线性最小二乘法

DOI: 10.19781/j.issn.1673-9140.2024.02.023 **中图分类号:** TM614 **文章编号:** 1673-9140(2024)02-0207-07

Joint probability distribution of wind speed and direction based on binary exponential polynomial

XIONG Haoran, CHENG Shan

(College of Electrical Engineering & New Energy, China Three Gorges University, Yichang 443002, China)

Abstract: The distribution of wind energy is uneven, and improving the assessment method of wind energy resource characteristics to enhance its accuracy and comprehensiveness is crucial for wind farm construction and efficient use of wind energy. A modeling method is proposed for the joint probability distribution of wind speed and wind direction based on a binary exponential polynomial. The parameters of the binary exponential polynomial of this model are solved by using linear least squares. A normalization constant is added to make the binary exponential polynomial satisfy the characteristics of the probability density function. It combines multiple goodness-of-fit index functions to solve the optimal index of the binary exponential polynomial, so that obtains the optimal fitting performance of the joint probability distribution of wind speed and direction. The model is used to fit the measured data of wind farms in multiple regions and compared with the Copula model for verification. The results show that due to the more fitting parameters of the binary exponential polynomial, the proposed model is superior to Copula model in the aspects of root mean square error, coefficient of determination, Akaike information criterion and average absolute percentage error. It is proved that the fitting model based on the binary exponential polynomial can more accurately fit the wind speed and direction data of the wind farm.

Key words: statistical models; binary exponential polynomial; wind energy; linear least square

收稿日期:2023-03-14;修回日期:2023-06-07

基金项目:国家自然科学基金(51607105)

通信作者:程杉(1981—),男,博士,教授,博士生导师,主要从事新能源微电网运行优化与控制、电动汽车充换电设施与可再生能源集成、智能计算及其在电力系统中的应用等研究;E-mail:hpucquyzu@ctgu.edu.cn

风能作为一种安全清洁能源受到了全世界的密切关注^[1-2],中国“十四五规划”已将风能建设作为新能源发展的重要战略。当前全球风电装机总容量已超过837 GW,年复合增长率高达9.2%^[3-4]。在风电场建设的前期规划阶段,需要对风能资源进行评估,通常以风速风向概率分布作为风能资源评估的重要特征。不断改进和提升风速风向概率分布模型的准确性及全面性,有利于合理优化风电场的风机布局及提升风能资源的利用效率^[5-7]。

当前已有较多文献对风电场风速(本文特指风的速率)概率分布的拟合模型展开了研究。文献[8-10]分别采用Weibull和Inverted Kumarswamy (IKum)分布对土耳其6个气象站风速进行拟合,并采用功率密度误差和拟合优度2种指标比较了基于Weibull和IKum分布的拟合模型,发现两者拟合效果较为接近;文献[11]发现基于Weibull分布拟合模型在风速较低情况下存在着拟合性能较弱的问题,因而提出基于普通和指数多项式的模型解决此问题,并进一步将此模型的拟合效果与基于Weibull分布拟合模型进行对比,结果表明:基于普通和指数多项式的拟合模型具有更好的拟合效果。

此外,部分文献聚焦于研究风向概率分布的拟合模型。文献[12]在拟合马来西亚西南风向数据的过程中,比较了基于冯米塞斯、圆形均匀、包装正态以及包装柯西分布4种模型的拟合效果,发现基于冯米塞斯分布的拟合模型准确度明显优于其他3种模型;文献[13]进一步提出了基于冯米塞斯分布的加权组合拟合模型,通过调整加权数及组合方式可进一步提升风向概率分布的拟合效果。

上述文献仅能对风速或风向等单一特征进行拟合,难以对风速风向的联合概率分布开展评估。为解决这一问题,目前已有少量文献开始研究风速风向联合概率分布的拟合模型。文献[14]将风速和风向描述为矢量,提出了基于Copula的风速风向拟合模型,用于生成长期的风速风向样本,同时保持实际风速风向联合概率分布及其阵风特性,采用美国北达科他州气象站的风速风向数据验证其模型的有效性;文献[15]引入角度—线性模型来联合风速和风向边缘分布,使用中国平湖气象站的风速风向数据验证模型,结果表明:角度—线性模型对风速和风向的实测值有较好的拟合效果;文献[16]使用非参数核密度模型来拟合风速风向联合概率分布,将所提出的非参数核密度模型与一些传统模型进行比较,发现非参数核密度模型能较好地拟合

风速风向特征。然而,上述模型中拟合函数的参数数量有限,难以作进一步改进以提升风速风向联合概率分布的拟合效果。

由于二元指数多项式相比于其他函数可通过调节自身指数数量实现更优的数据拟合,有望进一步提升风电场风速风向拟合效果,因此,本文在上述研究基础上,提出基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布拟合模型,并利用线性最小二乘法求解分布参数,利用该模型对美国北达科他州4个站点实际风速风向数据进行拟合,并与基于Copula的风速风向拟合模型进行对比,以验证该模型具有更优的拟合效果。

1 基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布

1.1 二元指数多项式的构建

为更好地拟合风速风向数据,本文提出基于二元指数多项式的拟合模型,常规二元指数多项式为

$$f(v, \theta) = \exp\left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v^k \theta^q\right) \quad (1)$$

式中, v 为风速,m/s; θ 为风向,rad; $a_{(k,q)}$ 为二元指数多项式参数; M_1 、 M_2 分别为二元指数多项式中风速、风向变量的指数。

风速风向联合概率分布需要满足联合概率密度函数的基本特性。考虑常规二元指数多项式的概率密度函数具有非负特性,其在风速风向二维变化区间的积分可能不为1,因此,需在二元指数多项式函数中加入归一化常数 C ,使该函数在风速风向的二维变化区间内积分为1,即

$$g(C, v, \theta) = C \exp\left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v^k \theta^q\right) \quad (2)$$

其中,

$$C = \frac{1}{\int_0^{v_{\max}} \int_0^{2\pi} \exp\left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v^k \theta^q\right)} \quad (3)$$

式中, $[0, v_{\max}]$ 、 $[0, 2\pi]$ 分别为风速与风向的变化区间。

1.2 风速风向样本数据预处理

对风速风向的样本数据进行预处理是求解二元指数多项式参数的基础。样本数据预处理的主要流程如下。

首先,将同步测量的风速风向数据划分为多个区间,并统计每个区间中风速风向样本的概率,用

于描述风速风向分布情况,其中风速取值范围为 $0 \sim v_{\max}$,风向取值范围为 $0 \sim 2\pi$,0 表示正北方向。

然后,以步长 $\Delta\tau_{v_{\max}} = v_{\max}/N$ 将实测风速区间 $[0, v_{\max}]$ 等分为 N 组风速区间 $[(i-1)\Delta\tau_v, i\Delta\tau_v]$, $i=1, 2, \dots, N$; 同时以步长 $\Delta\tau_{\theta} = 2\pi/N$ 将实测风向区间 $[0, 2\pi]$ 等分为 N 组风向区间 $[(j-1)\Delta\tau_{\theta}, j\Delta\tau_{\theta}]$, $j=1, 2, \dots, N$ 。根据划分的风速和风向区间,将 N 组风速和风向区间两两组合为 N^2 组风速风向区间 $[(i-1)\Delta\tau_v, i\Delta\tau_v] \cup [(j-1)\Delta\tau_{\theta}, j\Delta\tau_{\theta}]$, 再计算每组风速与风向区间的中点值 v_i 和 θ_j , 即

$$v_i = v_{\max}(2i-1)/2N \quad (4)$$

$$\theta_j = 2\pi(2j-1)/2N \quad (5)$$

分别选用 N 组风速、风向区间的中点值 v_i, θ_j 作为风速风向区间中风速、风向的代表值,从而得到 N^2 组风速风向区间的代表值 (v_i, θ_j) 。对每组风速风向代表值 (v_i, θ_j) 内风速风向的频数 $p_{(i,j)}$ 进行统计,并计算各组风速风向代表值所在区间的风速风向频率与该区间面积比值 $f_m(\bullet)$, $f_m(\bullet)$ 可表示实测风速风向样本的风速风向概率分布近似值,即

$$f_m(v_i, \theta_j) = p_{(i,j)} / \Delta\tau_v \Delta\tau_{\theta} P \quad (6)$$

式中, $\Delta\tau_v, \Delta\tau_{\theta}$ 分别为风速和风向区间步长; P 为实测风速风向样本总数。

最后,计算并获得风速风向频率分布直方图,本文以美国 North Dakota 州 Bowbells 地区风电场 10 年(2011 年 10 月—2021 年 10 月)每小时风速风向样本数据^[17] 为例,对其进行预处理,获得风速风向概率分布直方图,如图 1 所示。

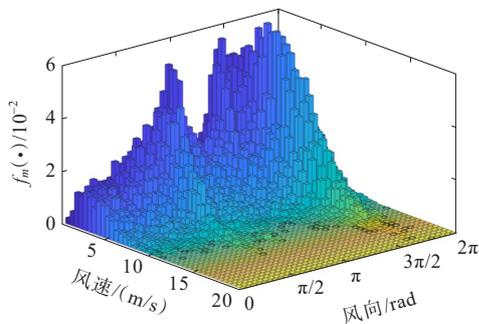


图 1 Bowbells 地区风速风向频率分布直方图

Figure 1 Histogram of wind speed, wind direction and frequency in Bowbells area

1.3 基于线性最小二乘法的参数求解

求解二元指数多项式参数的流程如下。

1) 二元指数多项式在任意区间的取值应与风

速风向的概率近似相等,即

$$f(v, \theta) \approx f_m(v_i, \theta_j) \quad (7)$$

2) 利用线性最小二乘法求解常规二元指数多项式参数 $a_{(k,q)}$, 线性最小二乘法目标函数^[11] 为

$$Q = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left[\ln f_m(v_i, \theta_j) - \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) \right]^2 \quad (8)$$

式中, Q 为实测数据与常规二元指数多项式取值误差平方和; $f_m(v_i, \theta_j)$ 为直方图中每个风速风向区间的概率与区间面积比值; $f(v_i, \theta_j)$ 为式(1)中常规二元指数多项式对风速风向概率分布的拟合值。

3) 为求解最小化 Q 时的参数 $a_{(k,q)}$, 对式(8)中所有二元指数多项式参数 $a_{(k,q)}$ 分别求偏导, 得到:

$$\left. \begin{aligned} & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \ln f_m(v_i, \theta_j) \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) = \\ & \quad \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i \ln f_m(v_i, \theta_j) \\ & \quad \vdots \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i^{M_1} \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) = \\ & \quad \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i^{M_1} \ln f_m(v_i, \theta_j) \\ & \quad \vdots \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i \theta_j \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) = \\ & \quad \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i \theta_j \ln f_m(v_i, \theta_j) \\ & \quad \vdots \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i^{M_1} \theta_j^{M_2} \left(\sum_{k=0}^{M_1} \sum_{q=0}^{M_2} a_{(k,q)} v_i^k \theta_j^q \right) = \\ & \quad \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i^{M_1} \theta_j^{M_2} \ln f_m(v_i, \theta_j) \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

将式(9)写成矩阵形式, 得到:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & v_1 & \cdots & v_1^{M_1} & \theta_1 & v_1 \theta_1 & \cdots & v_1^{M_1} \theta_1 & \cdots & v_1^{M_1} \theta_1^{M_2} \\ 1 & v_2 & \cdots & v_2^{M_1} & \theta_1 & v_2 \theta_1 & \cdots & v_2^{M_1} \theta_1 & \cdots & v_2^{M_1} \theta_1^{M_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & v_N & \cdots & v_N^{M_1} & \theta_1 & v_N \theta_1 & \cdots & v_N^{M_1} \theta_1 & \cdots & v_N^{M_1} \theta_1^{M_2} \\ 1 & v_1 & \cdots & v_1^{M_1} & \theta_2 & v_1 \theta_2 & \cdots & v_1^{M_1} \theta_2 & \cdots & v_1^{M_1} \theta_2^{M_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & v_N & \cdots & v_N^{M_1} & \theta_N & v_N \theta_N & \cdots & v_N^{M_1} \theta_N & \cdots & v_N^{M_1} \theta_N^{M_2} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$Y = \begin{bmatrix} \ln f_m(v_1, \theta_1) & \ln f_m(v_2, \theta_1) & \cdots & \ln f_m(v_N, \theta_N) \end{bmatrix}^T \quad (11)$$

$$Z = [a_{(0,0)} \quad a_{(1,0)} \quad \cdots \quad a_{(M_1, M_2)}]^T \quad (12)$$

$$XX^T Z = X^T Y \quad (13)$$

式(10)中矩阵的行数为 $N \times N$,列数为 $M_1 \times M_2$;式(13)为式(9)的矩阵形式,由式(13)可得:

$$Z = (XX^T)^{-1} X^T Y \quad (14)$$

4) 将样本数据预处理后获得的 N^2 个风速风向区间 (v_i, θ_i) 所对应的风速 v_i 、风向 θ_i 、 $f_m(\bullet)$ 分别代入 X 、 Y 和 Z 中,求解式(14),即可得到风速风向概率分布的常规二元指数多项式;再利用式(3)求出归一化常数 C ,使常规二元指数多项式满足概率密度函数的基本特性,从而获得风速风向联合概率分布的归一化二元指数多项式。

1.4 二元指数多项式的最优指数求解

经过大量的数值实验发现二元指数多项式中风速和风向变量指数可能存在过拟合现象,为获得二元指数多项式中风速和风向变量的最优指数,需将4种拟合优度指标作为性能指标函数。

1.4.1 拟合优度指标

当使用概率密度函数方法研究风能特性时,分布函数的拟合效果可以通过拟合优度指标来量化,本文选取4种常见的拟合优度指标,分别是均方根误差(root mean square error, RMSE)、决定系数(coefficient of determination, R^2)、赤池信息准则(akaike information criterion, AIC)和平均绝对百分比误差(mean absolute percentage error, MAPE)。

RMSE表示模型的估计值和实测值之间的误差,其值越接近0,模型对样本值拟合效果越好,计算式^[11]为

$$e_{\text{RMSE}} = \sqrt{\frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N \left\{ [g(C, v_{i_1}, \theta_{i_2}) - f_m(v_{i_1}, \theta_{i_2})]^2 \right\}} \quad (15)$$

R^2 是判断模型拟合优劣的统计量,计算式^[11]为

$$R^2 = \frac{\sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N \left\{ [f_m(v_{i_1}, \theta_{i_2}) - \bar{f}]^2 \right\}}{\sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N \left\{ [g(C, v_{i_1}, \theta_{i_2}) - \bar{f}]^2 \right\}} \quad (16)$$

$$\bar{f} = \frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N f_m(v_{i_1}, \theta_{i_2}) \quad (17)$$

R^2 的取值范围为 $[0, 1]$,越接近1,模型对样本的解释能力越强,对样本值的拟合效果越好。

AIC是衡量一组给定数据的概率分布相对质量的指标,计算式^[14]为

$$c_{\text{AIC}} = 2m - \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N 2 \ln [g(C, v_{i_1}, \theta_{i_2})] \quad (18)$$

其中, m 为 $g(\bullet)$ 中参数的个数。AIC越小,表明模型的拟合效果越好。

MAPE用来量化拟合值与实际值的相对变化,其值越接近0,模型的拟合效果越好,计算式^[17]为

$$e_{\text{MAPE}} = \frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2=1}^N \left| \frac{f_m(v_{i_1}, \theta_{i_2}) - g(C, v_{i_1}, \theta_{i_2})}{f_m(v_{i_1}, \theta_{i_2})} \right| \quad (19)$$

1.4.2 最优指数求解步骤

求解二元指数多项式最优指数步骤如下:

1) 设常规二元指数多项式中风速、风向变量指数 M_1 、 M_2 均为0,利用实测风速风向数据绘制风速风向频率分布直方图;

2) 从风速风向频率分布直方图中提取 N^2 个区间 (v_i, θ_i) 所对应的风速 v_i 、风向 θ_i 及概率 $f_m(\bullet)$,通过线性最小二乘法计算常规二元指数多项式的参数 $a_{(k,q)}$;

3) 利用式(4)计算归一化常数 C ,得到风速风向联合概率分布的归一化二元指数多项式,并计算拟合优度指标;

4) 设 $M_1 = M_1 + 1$ 或 $M_2 = M_2 + 1$,返回步骤2),得出最优拟合优度指标时停止循环,记录此时参数 a_{j_i, j_i} 和归一化常数 C 。

2 仿真算例

2.1 风速风向样本数据

为验证二元指数多项式的有效性,本文还采用美国北达科他州Bowbells、Dazey、Harvey和Mandan这4个地区的风电场(2011年10月—2021年10月)的风速和风向样本数据^[14],4个地区的地理位置资料如表1所示;4个地区的风速风向频率分布直方图如图2所示,显示这4个地区的风速风向概率分布含有2、3个峰值,风速主要集中在0~10 m/s,风向主要集中在东南和西北方向。

表 1 美国北达科他州 4 个地区的地理位置资料

Table 1 Geographical and location information on four regions of North Dakota, USA

名称	纬度/(°)	经度/(°)	海拔/m
Bowbells	48.817	-102.239	597
Dazey	47.183	-98.138	439
Harvey	47.731	-99.919	493
Mandan	46.774	-100.914	591

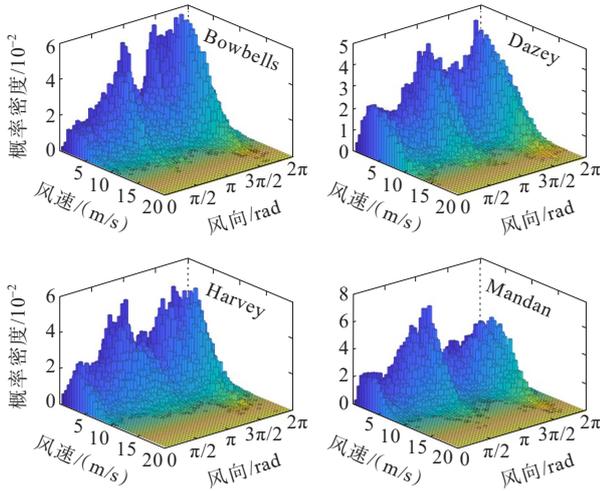


图 2 美国北达科他州风速风向频率分布直方图

Figure 2 Histogram of wind speed, wind direction and frequency in North Dakota, USA

2.2 本文风速风向拟合模型与 Copula 模型比较

目前常见的风速风向联合概率分布模型为 Copula 模型^[14],为验证二元指数多项式的有效性,本文将二元指数多项式和基于 Copula 的风速风向的拟合模型结果进行对比,Copula 模型首先使用 Gamma 分布^[18]作为风电场的风速概率分布,然后采用四重混合冯米塞斯分布^[12]作为电场的风向概率分布,最后使用 Frank Copula 将风速和风向概率分布联合。

在 Bowbells 地区,二元指数多项式的最优指数分别为 $M_1 = 5, M_2 = 7$,此时二元指数多项式的参数如表 2 所示,归一化常数 C 为 1.002 8。Bowbells 地区的 Copula 模型参数如表 3 所示, α 为 Frank Copula 的参数, b, c 分别为 Gamma 分布的形状、逆尺度参数, δ 为四重混合冯米塞斯分布的权重, μ, k 分别代表方位角的平均体现和集中程度。

采用基于 Coupla 和二元指数多项式拟合模型获得的 Bowbells、Dazey、Harvey 和 Mandan 地区的风速风向联合概率分布如图 3 所示,可以看出, Frank Copula 模型所拟合的 4 个地区风速风向联合

概率分布大致相同,都具有 2 个较为显著的峰值;其不同之处在于 4 个地区风速风向联合概率密度的峰值大小有所不同,不能完全体现不同地区风速风向概率分布特征,并且该模型对低角度区域的风速拟合效果较差;基于二元指数多项式模型所拟合的 4 个地区风速风向联合概率分布均具有明显的差异性,能够精准地体现不同区域的风速风向概率分布特征,这是由于二元指数多项式有更多参数,并能根据各地区风速风向的复杂程度修改函数次数,从而更精准地拟合风速风向。

2 种模型的拟合优度指标如表 4 所示,4 个地区都是二元指数多项式的拟合精度更高,基于二元指数多项式的风速风向拟合模型对风速风向的拟合精度优于基于 Copula 的风速风向拟合模型。

表 2 Bowbells 地区的二元指数多项式参数
Table 2 Parameters of binary exponential polynomial for Bowbells area

参数	数值	参数	数值	参数	数值
$a_{(0,0)}$	-3.802	$a_{(4,4)}$	0.056	$a_{(2,3)}$	-15.158
$a_{(1,0)}$	-2.320	$a_{(5,4)}$	-14.280	$a_{(3,3)}$	2.123
$a_{(2,0)}$	1.109	$a_{(0,6)}$	0.311	$a_{(4,3)}$	-0.122
$a_{(3,0)}$	-0.184	$a_{(1,6)}$	-0.522	$a_{(5,3)}$	2.416×10^{-3}
$a_{(4,0)}$	0.011	$a_{(2,6)}$	0.191	$a_{(0,5)}$	-2.715
$a_{(5,0)}$	-26.680	$a_{(3,6)}$	-0.027	$a_{(1,5)}$	4.485
$a_{(0,2)}$	28.785	$a_{(4,6)}$	1.575×10^{-3}	$a_{(2,5)}$	-1.635
$a_{(1,2)}$	-44.517	$a_{(5,6)}$	-35.610	$a_{(3,5)}$	0.232
$a_{(2,2)}$	16.017	$a_{(0,1)}$	-12.690	$a_{(4,5)}$	-0.013
$a_{(3,2)}$	-2.220	$a_{(1,1)}$	19.292	$a_{(5,5)}$	2.689×10^{-4}
$a_{(4,2)}$	0.126	$a_{(2,1)}$	-6.923	$a_{(0,7)}$	-0.014
$a_{(5,2)}$	-27.880	$a_{(3,1)}$	0.955	$a_{(1,7)}$	0.024
$a_{(0,4)}$	11.772	$a_{(4,1)}$	-0.054	$a_{(2,7)}$	-90.120
$a_{(1,4)}$	-19.104	$a_{(5,1)}$	1.064×10^{-3}	$a_{(3,7)}$	1.242×10^{-3}
$a_{(2,4)}$	6.942	$a_{(0,3)}$	-26.374	$a_{(4,7)}$	-28.680
$a_{(3,4)}$	-0.980	$a_{(1,3)}$	41.906	$a_{(5,7)}$	1.451×10^{-6}

表 3 Bowbells 地区的 Copula 模型参数
Table 3 Parameters of Copula model for Bowbells area

名称	参数	数值
Frank Copula	α	1.332
Gamma	b, c	2.929, 1.417
Von Mises	δ_1, μ_1, k_1	0.326, 5.766, 5.088
	δ_2, μ_2, k_2	0.435, 0.133, 2.467
	δ_3, μ_3, k_3	0.076, 12.986, 3.974
	δ_4, μ_4, k_4	0.163, 3.489, 2.353

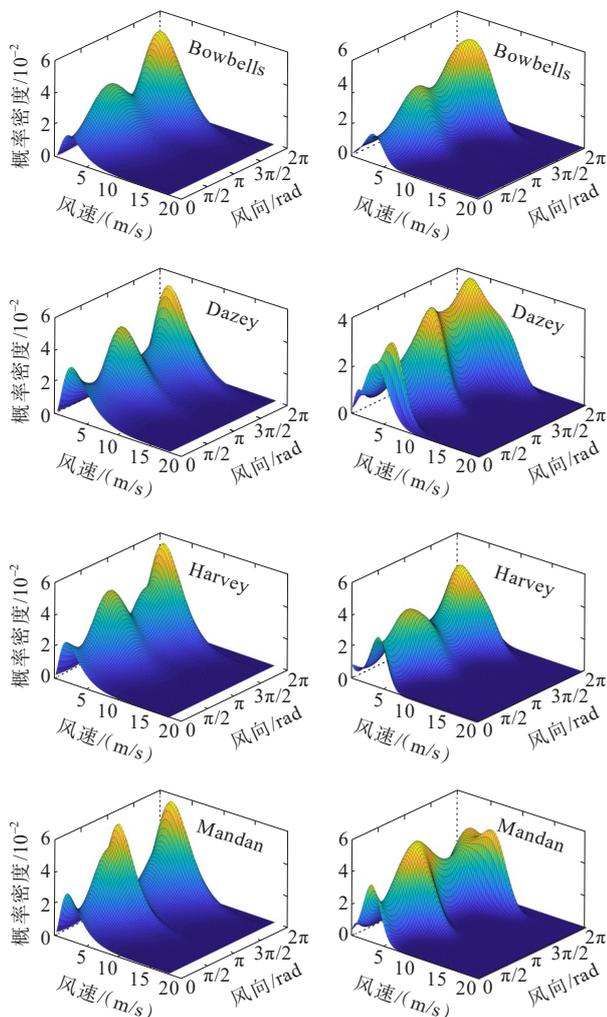


图3 采用Frank Coupla和二元指数多项式拟合模型获得的北达科他州风速风向联合概率分布对比

Figure 3 Comparison of joint probability distributions of wind speed and direction in North Dakota by Frank Coupla and binary exponential polynomial model

表4 二元指数多项式与Copula模型的拟合优度指标对比

Table 4 Comparison of goodness-of-fit indexes by Coupla and binary exponential polynomial model

地区	模型类别	R^2	$e_{\text{RMSE}}/10^{-3}$	C_{AIC}	e_{MAPE}
Bowbells	二元指数多项式	0.868	4.508	38 847	23.421
	Copula	0.756	6.021	70 244	26.492
Dazey	二元指数多项式	0.879	3.935	41 679	25.961
	Copula	0.766	5.033	72 827	29.495
Harvey	二元指数多项式	0.899	3.908	36 195	20.921
	Copula	0.814	5.308	76 622	22.114
Mandan	二元指数多项式	0.864	4.862	35 732	24.853
	Copula	0.759	6.145	76 671	29.554

2.3 不同指数的二元指数多项式比较

为比较不同指数的二元指数多项式对风速风

向的拟合效果,将不同指数的二元指数多项式进行对比试验。Mandan地区二元指数多项式中有4种风速风向变量指数,其绘制的风速风向联合概率分布如图4所示;不同指数的二元指数多项式的4种拟合优度指标如表5所示。从图4和表5可以看出, $M_1=6$ 、 $M_2=7$ 时为最优二元指数多项式,指数并不是越高越好,指数过高会导致过拟合,指数过低会导致拟合不足,因此,选取最优指数才能获得最优的拟合效果。

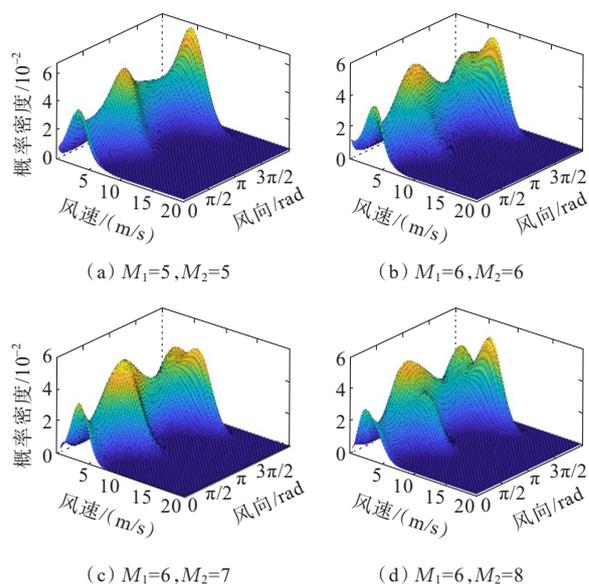


图4 不同指数条件下的风速风向联合概率分布对比

Figure 4 Comparison of joint probability distributions of wind speed and direction under different exponential conditions

表5 不同指数二元指数多项式的拟合优度指标

Table 5 Goodness-of-fit indexes of binary exponential polynomial with different exponents

指数	R^2	$e_{\text{RMSE}}/10^{-3}$	C_{AIC}	e_{MAPE}
$M_1=5, M_2=5$	0.829	5.699	36 518	26.212
$M_1=6, M_2=6$	0.844	5.288	35 970	25.213
$M_1=6, M_2=7$	0.864	4.862	35 732	24.853
$M_1=6, M_2=8$	0.855	5.001	35 987	25.445

3 结语

本文提出了基于二元指数多项式的风速风向联合概率分布拟合模型。首先,利用线性最小二乘法计算了二元指数多项式拟合模型的参数,根据拟合优度指标选择最优指数,并利用实测的风速风向数据对该模型进行验证,同时与基于Copula函数的拟合模型进行对比,分别计算了 e_{RMSE} 、 R^2 、 C_{AIC} 和

e_{MAPE} 这4个拟合优度指标。研究结果表明:本文所提模型能够更加精准地拟合风电场的风速风向数据。

未来将进一步改进该模型,在此模型基础上综合尾流效应,以期获得更贴近实际的风速风向联合概率分布,并应用于风电场布局优化中。

参考文献:

- [1] 王庆,李玉琛,蒙飞,等.混沌正余弦算法在含风能电力系统经济排放调度中的应用[J].电力系统保护与控制,2022,50(24):172-177.
WANG Qing, LI Yuchen, MENG Fei, et al. Application of an improved chaotic sine cosine algorithm in the economic emissionscheduling of a power system with wind energy[J]. Power System Protection and Control, 2022,50(24):172-177.
- [2] 张智伟,张建平,刘明,等.芦潮港海上风资源变化特性分析[J].发电技术,2022,43(2):260-267.
ZHANG Zhiwei, ZHANG Jianping, LIU Ming, et al. Analysis on variation characteristics of offshore wind resources in Luchao Port[J]. Power Generation Technology, 2022,43(2):260-267.
- [3] 夏婷,张木梓,陈杨,等.全球低风速风电发展现状与展望[J].水力发电,2022,48(6):105-108.
XIA Ting, ZHANG Muzi, CHEN Yang, et al. Current status quo and future of global low wind speed power[J]. Water Power, 2022,48(6):105-108.
- [4] 夏云峰.未来五年全球风电新增装机将超过470 GW[J].风能,2021(10):38-39.
XIA Yunfeng. The next five years the global wind power installation will exceed 470 GW[J]. Wind Energy, 2021(10):38-39.
- [5] 杨京渝,彭丽,罗隆福,等.计及风电消纳的风储系统跟踪计划出力控制策略[J].电力建设,2023,44(9):160-170.
YANG Jingyu, PENG Li, LUO Longfu, et al. Wind storage system tracking plan output control strategy considering wind power consumption[J]. Electric Power Construction, 2023,44(9):160-170.
- [6] 杨本星,王伟,杨明轩,等.辅助风电并网的构网型储能控制策略研究[J].高压电器,2023,59(7):56-64.
YANG Benxing, WANG Wei, YANG Mingxuan, et al. Research on grid-forming energy storage control strategy for auxiliary wind power grid-connection[J]. High Voltage Apparatus, 2023,59(7):56-64.
- [7] 陶鹏,张冰玉,韩桂楠,等.计及源荷双侧风险管理的光储微网两阶段低碳运行优化研究[J].智慧电力,2023,51(11):1-6.
TAO Peng, ZHANG Bingyu, HAN Guinan, et al. Two-stage low carbon operation optimization of photovoltaic storage microgrid considering risk management of both source and load sides[J]. Smart Power, 2023,51(11):1-6.
- [8] BAGCI K, ARSLAN T, CELIK H E. Inverted Kumaraswamy distribution for modeling the wind speed data: Lake Van, Turkey[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2021,135:110110.
- [9] KOIVISTO M, SEPPÄNEN J, MELLIN I, et al. Wind speed modeling using a vector autoregressive process with a time-dependent intercept term[J]. International Journal of Electrical Power & Energy Systems, 2016,77:91-99.
- [10] AKGÜL F G, ŞENOĞLU B, ARSLAN T. An alternative distribution to Weibull for modeling the wind speed data: inverse Weibull distribution[J]. Energy Conversion and Management, 2016,114:234-240.
- [11] WANG L, LIU J, QIAN F. Wind speed frequency distribution modeling and wind energy resource assessment based on polynomial regression model[J]. International Journal of Electrical Power & Energy Systems, 2021,130:106964.
- [12] KAMISAN N A B, HUSSIN A G, ZUBAIRI Y Z. Finding the best circular distribution for southwesterly monsoon wind direction in Malaysia[J]. Sains Malaysiana, 2010,39(3):387-393.
- [13] MASSERAN N, RAZALI A M, IBRAHIM K, et al. Fitting a mixture of von mises distributions in order to model data on wind direction in Peninsular Malaysia[J]. Energy Conversion and Management, 2013,72:94-102.
- [14] MIAO S, YANG H, GU Y. A wind vector simulation model and its application to adequacy assessment[J]. Energy, 2018,148:324-340.
- [15] LIU X, HAN W, GUO X, et al. Fatigue lifespan assessment of stay cables by a refined joint probability density model of wind speed and direction[J]. Engineering Structures, 2022,252:113608.
- [16] HAN Q, HAO Z, HU T, et al. Non-parametric models for joint probabilistic distributions of wind speed and direction data[J]. Renewable Energy, 2018,126:1032-1042.
- [17] SUMAIR M, AIZED T, BHUTTA M M A, et al. Method of four moments mixture-a new approach for parametric estimation of Weibull probability distribution for wind potential estimation applications[J]. Renewable Energy, 2022,191:291-304.
- [18] OUARDA T B M J, CHARRON C, SHIN J Y, et al. Probability distributions of wind speed in the UAE[J]. Energy Conversion and Management, 2015,93:414-434.