# 基于高斯混合随机性模型的多风电场配电网概率潮流计算

王士兴<sup>1</sup>,陈树恒<sup>1</sup>,刘群英<sup>2</sup>,韩 杨<sup>1</sup>,CHEN Zhe<sup>3</sup>,胡维吴<sup>1</sup>

(1. 电子科技大学 机械与电气工程学院,四川 成都 611731;

2. 电子科技大学 自动化工程学院,四川 成都 611731;3. 奥尔堡大学 能源技术系,丹麦 奥尔堡 9220)

摘要:风速的随机性及风电场之间的相关性对电力系统潮流分析具有重要影响。计及风速的随机性及多风 电场之间的相关性,提出一种改进的概率潮流计算方法。基于多风电场实际出力样本数据,利用*k*-means算 法确定高斯混合模型的参数数量,并利用数据筛选过程改进高斯混合模型以提高联合分布模型的精确度;引 入基于Nataf估算变换的三点估计法对所建概率分布模型进行采样,并将采样数据与电力系统潮流平衡方程 结合以实现概率潮流计算。IEEE 18节点系统的算例结果表明,所提方法具有较高的计算精度和计算效率。 关键词:高斯混合模型;*k*-means算法;Nataf变换;三点估计法;概率潮流

文献标志码:A

DOI:10.16081/j.epae.202205036

# 0 引言

中图分类号:TM 614

2021年,我国政府将实现碳达峰和碳中和目标的时间表写入政府工作报告中,大力发展清洁能源 是实现该目标的重要途径之一,但风电等清洁能源 规模的不断扩大将会给电网带来更多的不确定性, 这些不确定性会极大地影响电力系统运行的稳定 性、安全性和经济性,计及多风电场间的相关性,建 立风电功率的随机性模型对进一步研究电力系统概 率潮流和概率优化问题具有重要意义<sup>[1]</sup>。

近年来,国内外学者对风电功率的随机性与相 关性建模问题进行了大量研究[2]。文献[3]借助线 性相关因子和秩相关系数构建相依性模型,实现了 对多风电场相关关系的描述,但该模型的计算精度 较低。针对该问题,文献[4]在风电功率建模时引入 混合Copula模型,文献[5-6]对混合滕结构的Copula 模型进行改进,文献[7]将核密度估计法与Copula函 数相结合以实现数据采样,这些改进均在一定程度 上提高了风电功率随机性模型的性能,然而,受地 理、气候等因素的影响,不同区域多风电场间的相依 程度是不同的,Copula函数在描述不同随机性模型 时的精度差别较大。针对该问题,文献[8]提出利用 高斯混合模型GMM(Gaussian Mixture Model)对多 风电场相关性进行描述,理论上该模型可以描述任 意随机性分布,文献[9]进一步对GMM的定义域进 行修正并设计归一化的基于截断的分布模型,虽然 这些改进在一定程度上提高了联合分布模型的精 度,但模型的精度仍受到样本数据分布因素的影响。

收稿日期:2021-07-19;修回日期:2022-04-01 在线出版日期:2022-04-13 基金项目:国家重大研发计划项目(2018YFE0127600)

Project supported by the National Key Research and Development Plan Program of China(2018YFE0127600) 概率潮流计算是分析随机风电功率接入后电力 系统潮流分布的有效方法。蒙特卡罗抽样方法是一 种经典的概率潮流计算方法,但在面对较大规模的 电网时,该方法的计算效率较低<sup>[10]</sup>。相比较而言,基 于随机变量平均值、标准差、偏度和峰度等数据特征 的2*m*+1点估计法<sup>[11]</sup>利用较少的采样数据点即可求 得满足精确度要求的计算结果。

针对现有研究的不足,本文进一步改进GMM并 提出一种相对完整、精准的基于GMM的多风电场相 关性建模方法,并将该方法应用于电力系统概率潮 流计算。与传统的风电功率随机性建模方法和基本 高斯混合建模方法相比,本文方法的创新点如下:通 过引入补偿系数建立截断式GMM,该模型在描述多 风电场相关性时具有明显的拟合精度优势;基于数 据筛选过程提出一种改进的参数计算方法,该方法 有效地提高了模型的精度和求解速度;在点估计法 框架下,设计一种基于计算机数值求解的改进Nataf 变换求解算法,该算法解决了传统Nataf变换的积分 求解难题。

# 1 风电场特性和GMM

#### 1.1 风电场特性

决定风电场特性的是风速或风电功率数据,受 地理、气候等因素影响,不同地区风电场风速的概率 分布模型不同。风电功率P<sub>w</sub>与风速v直接相关,两 者之间的关系如附录A式(A1)所示。

附录B图B1(a)、(b)分别为某年内每隔5min记录的某风电场100m高处的风速数据和归一化风电功率数据,共计105120个数据点。受切入风速、额定风速和切出风速的影响,风电功率在0和1p.u.的聚集性较高。然而,式(A1)没有考虑风速时序、恢复风速条件和风机状态等因素影响,实际上,基于式(A1)将风速转换形成的功率数据与实际功率数据

之间存在一定的差距。本文将使用风电功率数据对 多风电场的相关关系进行建模,以直接降低在将风 速转换为风电功率的过程中产生的误差。

#### 1.2 GMM

#### 1.2.1 GMM基本原理

GMM 是多个高斯分布函数的叠加组合,即总体的概率分布模型由多个子高斯模型构成,高斯分布良好的数学品质使得 GMM 具有较高的应用潜能<sup>[12]</sup>。附录 A式(A2)—(A4)给出了高斯函数的概率模型。 1.2.2 GMM 求解方法

通常利用极大似然估计 MLE(Maximum Likelihood Estimation)近似求解 GMM,如式(1)所示。

$$\theta = \operatorname{argmax} L(\theta) \tag{1}$$

式中: $\theta$ 为概率模型中的未知参数; $L(\theta)$ 为极大似然 函数; argmax  $L(\theta)$ 表示  $L(\theta)$ 取最大值时的 $\theta$ 值。

MLE一般用于求解单变量模型的参数,对于存在隐变量的概率模型参数求解问题,在MLE的基础上引入迭代过程的改进期望最大化EM(Expectation Maximization)算法得到的求解效果较好,该算法的具体求解过程如附录A式(A5)—(A8)和图A1所示。

### 2 基于GMM的改进建模方法

本节将结合多风电场出力联合分布特性对基于 GMM的建模方法进行改进,包括筛选模型训练数 据、改进模型概率函数和简化参数判断准则。

#### 2.1 GMM训练数据的筛选

图1为两风电场功率的联合分布直方图(图中 风电场1功率和风电场2功率均为标幺值,后同)。 由图可见,模型在等边际点0处的分布密度过高,由 于GMM由多个子高斯模型叠加构成,密度过高的边 际点会影响子高斯模型的参数求解过程,进而影响 GMM的拟合精度,为了提高参数求解精度,需要提 前筛选GMM的训练数据。





筛选边际点首先要利用核密度估计法,其是一种用于估计未知密度函数的非参数检验方法。附录 B图B2为GMM训练数据的筛选流程,利用核密度估 计法计算各点的概率密度,筛选出联合分布中概率 密度过高点,对剩余点重复该筛选过程,直至筛选后 的数据满足式(2)。

$$\begin{cases} \forall p_{\text{point}} < p_{\text{max}} \\ \forall p_{\text{edge}} \ge p_{\text{max}} \end{cases}$$
(2)

式中: *p*<sub>point</sub> 为筛选后点的概率密度; *p*<sub>max</sub> 为模型概率 密度的最大值; *p*<sub>edge</sub> 为筛选出的概率密度过高点 的概率密度。图2为筛选后归一化的风电功率联合 分布直方图。由图可见,筛选后的联合分布直方图 中聚集区分布清晰且无过高密度点,筛选出的边际 点数量少且分布集中,其概率模型通过直接统计 获得。



图 2 筛选后归一化的风电功率联合分布直方图 Fig.2 Histogram of joint distribution of normalized wind power after screening

引入数据筛选过程后,用于GMM建模的数据量 与实际联合分布的数据量是不同的,需要按照式(3) 在GMM中添加补偿系数以修正模型概率。

$$\begin{cases} p_{\text{fact}} = k_{\text{scr}} p_{\text{CMM}} \\ k_{\text{scr}} = N_{\text{all}} / N_{\text{mid}} \end{cases}$$
(3)

式中:p<sub>fact</sub>为修正概率模型的概率密度函数;k<sub>scr</sub>为筛 选过程形成的概率模型修正系数;p<sub>GMM</sub>为对应低密 度数据区的GMM概率密度函数;N<sub>all</sub>为原始联合分 布训练数据点数;N<sub>mid</sub>为筛选后的训练数据点数。

数据筛选过程极大地减少了数据聚集分布特性对GMM精度的影响,提高了模型精确度和适用性。

# 2.2 GMM参数设计的改进

GMM 通过迭代过程进行求解,在处理大量样本数据时,求解该模型的计算复杂度极高。在GMM中,概率密度受单一子高斯模型的影响较大,求解GMM的关键是确定子高斯模型的数量,即聚集区数量。对于大量样本数据,*k*-means算法可以快速求解聚集区数量,因此,本文利用该算法判断聚集区数量,从而确定子高斯模型的数量以降低参数求解过程的复杂度。

在*k*-means算法中,评价聚集程度的核心指标是误差平方和SSE(Sum of Squared Errors)<sup>[13]</sup>:

$$v^{\text{SSE}} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{x_{p} \in C_{i}} \left| x_{p} - m_{i} \right|^{2}$$
(4)

式中: $v^{\text{SE}}$ 为SSE指标;k为聚集区数量; $C_i$ 为第i个簇; $x_a$ 为 $C_i$ 中样本点的位置; $m_i$ 为第i个簇的质心。

判断样本数据聚类数的一种常见方法是手肘法。随着*k*的增大,样本簇的数量增加,每个簇的聚

合程度提高, $v^{\text{sst}}$ 降低。当k小于真实聚类数时,k增 大可以明显提高每个簇的聚合程度, $v^{\text{sst}}$ 迅速降低; 当k达到真实聚类数时,随着k的继续增大, $v^{\text{sst}}$ 的变 化趋于平缓。图3为 $v^{\text{sst}}$ ,MLE负值与k的函数关系。 MLE是判断GMM 拟合程度的重要指标,其值越大, 拟合效果越好。由图可见: $v^{\text{sst}}$ 与k的关系呈现一个 手肘形状,肘部拐点可以在一定程度上反映真实聚 类数;随着k的增大, $v^{\text{sst}}$ 与MLE负值的变化趋势相 同,通过 $v^{\text{sst}}$ 的变化可以确定子高斯模型数量。由于 k-means算法的计算复杂度远低于求解GMM的EM 算法,因此,借助k-means算法可以缩短计算时间。



图 3 v<sup>SSE</sup>、MLE负值与 k 的关系 Fig.3 Relationship between v<sup>SSE</sup>, negative value of MLE and k

#### 2.3 改进的GMM

GMM的定义域与归一化的风电功率联合分布 模型的定义域不同,本文通过式(5)对GMM的概率 密度函数进行改进,设计截断式GMM来描述联合分 布模型。

$$p_{\rm imp} = \operatorname{sgn}(\boldsymbol{X}) \operatorname{sgn}(1 - \boldsymbol{X}) p_{\rm trun}(\boldsymbol{X} | \boldsymbol{\theta})$$
 (5)

式中: $p_{imp}$ 为改进后的GMM函数概率密度;X为多维随机变量; $sgn(\cdot)$ 为阶跃函数,一维的 $sgn(\cdot)$ 定义如式(6)所示; $p_{trun}(X|\theta)$ 为截断前的GMM概率密度函数, $\theta$ 为未知参数向量。

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & x \ge 0\\ 0 & x < 0 \end{cases}$$
(6)

式中:x为一维随机变量。

利用基于迭代的 EM 算法求解改进的 GMM 参数,并利用式(7) 增加的补偿系数,得到最终的参数。

$$\begin{cases} p_{imp}(\boldsymbol{X}|\boldsymbol{\theta}) = k_{trun} p_{trun}(\boldsymbol{X}|\boldsymbol{\theta}) \\ k_{trun} = 1/P_{trun} \\ P_{trun} = \int_{0}^{1} p_{trun}(\boldsymbol{X}|\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{X} \end{cases}$$
(7)

式中:kmm为截断引入的概率补偿系数;Pmm为原始

概率函数。引入补偿系数的截断式GMM可以较好 地适应归一化的风电场功率数据的分布,其定义域 准确,描述效果好。

改进的多风电场归一化功率描述模型为:

$$p = \begin{cases} p_{\text{fact}} = k_{\text{scr}} k_{\text{trun}} p_{\text{trun}} (\boldsymbol{X} | \boldsymbol{\theta}) & p_{\text{point}} < p_{\text{max}} \\ p_{\text{edge}} & p_{\text{point}} \ge p_{\text{max}} \end{cases}$$
(8)

# 3 基于改进GMM的电力系统概率潮流

点估计法计算过程简单,描述准确,适用于独立 的随机变量。结合Nataf变换的点估计法,可对多个 相关随机变量进行采样。本文提出一种基于Nataf变 换的求解方法,使点估计法可应用于更复杂的模型。

### 3.1 三点估计法

对于一维随机变量函数 Z=Z(x),可以在标准正态变量空间中取适量点描述数据特征,2m+1点估计法应用广泛,计算精度高<sup>[14]</sup>。附录 C表 C1为基于Gauss-Hermite积分方法计算得到的三点估计法、五点估计法和七点估计法的独立正态随机变量的采样点与相应权重。在满足计算要求的情况下,本文选取三点估计法来降低计算量。

### 3.2 三点式 Nataf 逆变换

Nataf 变换可实现相关随机变量组与独立正态 变量组的转换<sup>[15]</sup>, Nataf 变换过程如附录 B 图 B3 所 示。在 Nataf 正变换中,通过式(9)将n维原始随机变 量  $X = [x_1, x_2, ..., x_n]$ 转换为n维相关正态随机变量  $Y = [y_1, y_2, ..., y_n]$ , 再通过式(10)利用 Nataf 变换矩阵 B将相关正态随机变量转换为n维独立正态随机变 量  $Z = [z_1, z_2, ..., z_n]$ 。其中,  $x_i(i=1, 2, ..., n)$ 为第 i维 随机变量,  $y_i(i=1, 2, ..., n)$ 为第 i维相关正态随机变量。

$$\gamma_i = \Phi^{-1} \Big( F_i(x_i) \Big) \tag{9}$$

$$\boldsymbol{Z} = \boldsymbol{B}^{-1} \boldsymbol{Y} \tag{10}$$

式中: $\boldsymbol{\Phi}(\cdot)$ 为标准正态分布的累计函数; $F_i(x_i)$ 为第 *i*维随机变量的原始分布函数。式(10)中矩阵 *B* 是 通过 Cholesky 分解对称正定矩阵 $\boldsymbol{\rho}_0$ 得到的下三角矩 阵,如式(11)所示。

$$\rho_0 = B B^{\mathrm{T}} \tag{11}$$

 $\rho_0$ 中元素 $\rho_{0ij}$ 根据式(12)计算得到。

$$p_{ij} = \int_{-\infty} \int_{-\infty} \frac{x_i - \omega_i}{\sigma_i} \frac{x_j - \omega_j}{\sigma_j} f_{ij}(x_i, x_j) dx_i dx_j = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{F_i^{-1}(\Phi(z_i)) - u_i}{\sigma_i} \frac{F_j^{-1}(\Phi(z_j)) - u_j}{\sigma_j} \times \phi_{ij}(z_i, z_j, \rho_{0ij}) dz_i dz_j$$

$$(12)$$

式中: $\rho_{ij}$ 表示 $x_i \pi x_j$ 间的相关性; $u_i \land u_j$ 分别为 $x_i \land x_j$ 的 期望; $\sigma_i \land \sigma_j$ 分别为 $x_i \land x_j$ 的标准差; $\rho_{0ij}$ 表示 $z_i \pi z_j$ 间 的相关性; $\phi_{ij}(z_i, z_j, \rho_{0ij})$ 为具有相关系数的联合分布 函数。

# 3.3 Nataf估算变换

Nataf变换是一种求解多变量相关关系的成熟 算法。常见的变量相关关系可以利用式(12)的积分 求解函数进行求解。对于复杂模型,可以利用半经 验公式对其进行简化再利用式(12)进行求解。半经 验公式仅能对Copula函数、多次函数、幂函数等进行 变换求解,其应用范围限制了Nataf变换的求解效 果,当待求解函数不能表示为上述函数之和时,基于 半经验函数的Nataf变换中的相关关系系数往往不 可解或者求解过程过于复杂。当随机变量使用带有 离散变量的改进截断式GMM描述时,半经验公式的 缺陷导致Nataf变换矩阵 *B*无法求解,针对该问题, 本文设计一种Nataf估算变换来替代半经验公式,形 成一种具有较低计算复杂度和较高精确度的求解 算法。

Nataf 估算变换是对求解过程中的部分内容进 行估算,式(12)中函数 $F_i^{-1}(\Phi(z_i))$ 和 $\phi_{ij}(z_i, z_j, \rho_{0ij})$ 无 法求解,对于 $F_i^{-1}(\Phi(z_i))$ ,本文利用拟合多项式近似 处理,则式(12)变为:

$$\begin{cases} \rho_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{F_{i,imp}^{-1} \left( \Phi\left(z_{i}\right) \right) - u_{i}}{\sigma_{i}} \frac{F_{j,imp}^{-1} \left( \Phi\left(z_{j}\right) \right) - u_{j}}{\sigma_{j}} \times \\ \phi_{ij} \left( z_{i}, z_{j}, \rho_{0ij} \right) dz_{i} dz_{j} \\ F_{i,imp}^{-1} \left( \Phi\left(z_{i}\right) \right) = \sum_{l=1}^{n} w_{il} x_{i}^{l-1} \end{cases}$$

$$(13)$$

式中: $F_{i,imp}(\Phi(z_i))$ 为 $z_i$ 的边缘分布函数; $w_{il}, x_i^{l-1}$ 分别 为第i维随机变量拟合多项式的第l项权值和幂函 数。式(13)中仅存在 $\phi_{ij}(z_i, z_j, \rho_{0ij})$ 这个复杂函数,可 以对其进行积分计算。由于 $\rho_{ij}$ 可以通过积分进行求 解,为已知量,借助计算机以步长 0.01 求解  $\rho_{0ij}$ 与  $\rho_{ij}$ 的相关关系,最终得到误差小于 0.01 的近似解  $\rho_{0ij}$ 。 估算得到的 Nataf 变换方程基本可以满足数据的计 算要求。

### 3.4 概率潮流计算

确定性潮流的约束方程可以表示为:

$$\boldsymbol{R} = \boldsymbol{G}\left(\boldsymbol{X}_{\mathrm{in}}\right) \tag{14}$$

式中:R为输出变量,包括发电机机端电压、线路传输有功功率 $P_{ij}$ 、线路传输无功功率 $Q_{ij}$ ; $G(\cdot)为基于节点导纳矩阵的函数<sup>[16]</sup>;<math>X_{in}$ 为输入变量,包括各节点的有功功率 $P_i$ 和无功功率 $Q_i$ 、补偿无功功率 $Q_{in}$ 等。基于改进点估计法的概率潮流计算流程如附录B图B4所示。

# 4 算例分析

仿真实验平台是搭载64位Windows操作系统的 计算机,CPU为Intel Core i5-8265U,1.60GHz,RAM 为8GB,程序开发语言为MATLAB 2018b。

## 4.1 风电功率相关性建模分析

本文使用美国东海岸2座风电场的风电功率数据,数据来自WIND Toolkit。分别使用高斯Copula 函数、t分布Copula函数<sup>[10]</sup>、传统GMM分布函数<sup>[17]</sup>和 改进的GMM分布函数对归一化功率相关关系进行 建模,并对各模型进行比较。

1)改进的GMM拟合精度。

图4为不同模型对2座风电场相关功率的拟合 图。由图可知,在描述模型时,3种常规模型均存在 较大的误差。为定量分析模型的精度,本文选用二 阶欧氏距离d作为评价指标,如式(15)所示。





式中: $C_{M}^{(i)}(v_{1}, v_{2})$ 为模型在点 $i(v_{1}, v_{2})$ 处的概率分布 函数, $C_{D}^{(i)}(v_{1}, v_{2})$ 为模型在点 $i(v_{1}, v_{2})$ 处的经验概率 分布, $v_{1}$ 、 $v_{2}$ 分别为风电场1和风电场2的归一化功率 出力点。

表1为4种模型的二阶欧氏距离。由表可知,改进的GMM精度相较于其他模型具有明显优势。

表1 4种模型的二阶欧氏距离比较

Table 1 Comparison of second-order Euclidean

distance	among	four	models
anstance	among	IUUI	mouch

模型	二阶欧氏距离
t 分布 Copula 函数模型	9.0114
高斯 Copula 函数模型	8.9574
传统GMM	0.2403
改进的GMM	0.0366

2) 筛选过程在提高模型精度中的效果。

为提高拟合精度,本文设计了基于核密度估计 法的筛选过程。图5为数据筛选后改进的GMM拟 合图,筛选点主要为(0,0)、(1,1) p.u.。由图可知,筛 选过程解决了GMM受训练数据制约的问题,筛选后 的数据拟合图完整反映了2座风电场功率数据分布 的相关关系。对比表1的传统GMM和改进的GMM 精度可知,引入筛选过程的GMM误差仅为传统GMM 误差的15%。表2为数据筛选前后改进的GMM的 MLE,由表可知,筛选过程显著提高了模型的精度。 改进的GMM模型参数如附录C表C2所示。





Fig.5 Fitting diagram of improved GMM after data selection

表2 MLE比较

Table 2 Comparison of MLE

条件	求解方法	MLE
数据筛选前	EM算法	$5.2879 \times 10^{4}$
数据筛选后	EM算法	$6.8054 \times 10^4$

3)改进参数计算方法的优势。

求解参数须先选择合适的*k*值,假设*k*的取值范 围为1~9,表3为基于2种计算方法求解*k*值的计算 时间。由表可知,基于*k*-means算法通过*v*<sup>SE</sup>判断*k* 值的计算时间相较于直接求解明显缩短。

表3 2种计算方法的计算时间对比

Table 3 Comparison of calculation time

计算方法	评价指标	计算时间/s
直接求解	MLE	53.653
k-means 算法	$v^{\text{SSE}}$	21.808

#### 4.2 概率潮流数字仿真实验

利用 Nataf 估算变换得到三点估计法的采样结 果,如附录C表C3所示。基于概率潮流数字仿真实 验验证本文所提概率潮流计算方法的准确性和计算 效率优势。实验基于IEEE 18节点系统,节点2、17、 18各接入1座功率为40 kW的风电场。基于三点估 计法与蒙特卡罗抽样方法得到的计算时间如表4所 示,基于2种方法得到的节点15电压的概率分布图 如图6所示。其中,蒙特卡罗抽样方法的样本点规 模为10000。由表4可知,在保证实际精度要求的条 件下,三点估计法大幅缩短了计算时间,提高了计算 效率。图6中,受到采样点较少的影响,2种方法得 到的分布图仅能大致拟合,但三点估计法基本满足 实际分析需求。

# 表4 基于三点估计法和蒙特卡罗抽样方法得到的 计算时间

Table 4 Calculation time obtained by three-point estimation method and Monte Carlo sampling method 前位。

			+-12:
潮流计算方法	采样时间	潮流计算时间	总时间
蒙特卡罗抽样方法			13722.32
三点估计法	31.87	29.83	61.70
1.0 型 0.5 0 10.3 			 10.9 十法

# 图 6 基于三点估计法和蒙特卡罗抽样方法得到的 节点 15 电压的概率分布

Fig.6 Probabilistic distribution of voltage at Bus 15 obtained by three-point estimation method and Monte Carlo sampling method

附录C表C4给出了IEEE 18节点系统中部分关 键节点的电压和线路总损耗的均值和标准差。表 中,三点估计法潮流计算结果的电压均值与实际值 的相对误差均小于0.05%,电压标准差与实际值的 相对误差均小于5%,线路总损耗的均值、方差与实 际值之间的相对误差均较小,可满足实际应用需求。

#### 5 结论

本文在建立GMM的基础上,改进多风电场联合 概率分布模型的计算过程,通过数字仿真实验得到 如下结论:

1)本文基于补偿系数的截断式GMM在函数图 像数据拟合和欧氏距离精度指标拟合方面具有明显 优势,欧氏距离误差指标仅为传统Copula函数模型 的2% 左右;

2)本文设计的数据筛选过程解决了 GMM 受训 练数据聚集特性影响的问题,使改进的 GMM 欧氏距 离误差指标降低至传统 GMM 的 20% 以下;

3)采用本文设计的参数计算方法求解 GMM 中的 k 值时,计算时间明显缩短,相较于直接求解的计 算时间约缩短了 50%;

4)本文所提出的基于 Nataf 估算变换的三点估 计法的潮流计算方法进一步提高了计算结果的精 度,与实际值相比,采用本文所提方法得到的关键节 点电压以及线路总损耗误差小于5%,满足实际应 用需求。

附录见本刊网络版(http://www.epae.cn)。

## 参考文献:

- [1] XU Y J, KORKALI M, MILI L, et al. Risk assessment of rare events in probabilistic power flow via hybrid multisurrogate method[J]. IEEE Transactions on Smart Grid, 2019, 11(2):1593-1603.
- [2]苏晨博,刘崇茹,李至峪,等.基于贝叶斯理论的考虑多维风 速之间相关性的概率潮流计算[J].电力系统自动化,2021,45 (3):157-165.

SU Chenbo, LIU Chongru, LI Zhiyu, et al. Bayesian theory based calculation of probabilistic power flow considering correlation between multi-dimensional wind speed[J]. Automation of Electric Power Systems, 2021, 45(3):157-165.

[3] 蔡德福,石东源,陈金富. 基于 Copula 理论的计及输入随机变 量相关性的概率潮流计算[J]. 电力系统保护与控制,2013,41 (20):13-19.

CAI Defu, SHI Dongyuan, CHEN Jinfu. Probabilistic load flow considering correlation between input random variables based on Copula theory[J]. Power System Protection and Control, 2013,41(20):13-19.

- [4] TAMRAZ M. Mixture copulas and insurance applications[J]. Annals of Actuarial Science, 2018, 12(2):391-411.
- [5] XU Y D, YUAN Y. Analysis of aggregated wind power dependence based on optimal vine copula [C] //2019 IEEE Innovative Smart Grid Technologies-Asia. Chengdu, China: IEEE, 2019:1788-1792.
- [6] XIE Z Q, JI T Y, LI M S, et al. Quasi-Monte Carlo based probabilistic optimal power flow considering the correlation of wind speeds using copula function [J]. IEEE Transactions on

Power Systems, 2018, 33(2): 2239-2247.

- [7] 徐玉琴,陈坤,李俊卿,等. Copula函数与核估计理论相结合分析风电场出力相关性的一种新方法[J]. 电工技术学报,2016,31(13):92-100.
  XU Yuqin,CHEN Kun,LI Junqing,et al. A new method analyzing output correlation of multi-wind farms based on combination of Copula function and kernel estimation theory [J]. Transactions of China Electrotechnical Society,2016,31(13):92-100.
- [8] WANG Z W, SHEN C, LIU F, et al. Chance-constrained economic dispatch with non-Gaussian correlated wind power uncertainty[J]. IEEE Transactions on Power Systems, 2017, 32 (6):4880-4893.
- [9] SUN W G, ZAMANI M, ZHANG H T, et al. Probabilistic optimal power flow with correlated wind power uncertainty via Markov chain quasi-Monte-Carlo sampling[J]. IEEE Transactions on Industrial Informatics, 2019, 15(11):6058-6069.
- [10] XU J, WU W, WANG K Y, et al. C-Vine pair copula based wind power correlation modelling in probabilistic small signal stability analysis[J]. IEEE / CAA Journal of Automatica Sinica, 2020,7(4):1154-1160.
- [11] 韩海腾,高山,吴晨,等. 基于 Nataf 变换的电网不确定性多点估计法[J]. 电力系统自动化,2015,39(7):28-34.
  HAN Haiteng, GAO Shan, WU Chen, et al. Uncertain power flow solved by multi-point estimate method based on nataf transformation[J]. Automation of Electric Power Systems,2015, 39(7):28-34.
- [12] ROBERT C. Machine learning, a probabilistic perspective [J]. Chance, 2014, 27(2):62-63.
- [13] 李国庆,陆为华,李赫,等. 基于模糊 C-均值聚类的时序概率潮 流快速计算方法[J]. 电力自动化设备,2021,41(4):116-122.
  LI Guoqing,LU Weihua,LI He, et al. Fast calculation method of time sequence probabilistic power flow based on fuzzy Cmeans clustering[J]. Electric Power Automation Equipment, 2021,41(4):116-122.
- [14] MORALES J M, PEREZ-RUIZ J. Point estimate schemes to solve the probabilistic power flow[J]. IEEE Transactions on Power Systems, 2007, 22(4):1594-1601.
- [15] ZHU J Z, ZHANG Y. Probabilistic load flow with correlated wind power sources using a frequency and duration method [J]. IET Generation, Transmission & Distribution, 2019, 13(18): 4158-4170.
- [16] 王聪,颜伟,户秀琼.考虑频率波动的孤岛微电网在线三相概 率潮流计算方法[J].电力自动化设备,2020,40(2):109-118.
   WANG Cong,YAN Wei,HU Xiuqiong. Online three-phase probabilistic power flow calculation method for islanded microgrid considering frequency fluctuation[J]. Electric Power Automation Equipment,2020,40(2):109-118.
- [17] KE D P, CHUNG C Y, SUN Y Z. A novel probabilistic optimal power flow model with uncertain wind power generation described by customized Gaussian mixture model[J]. IEEE Transactions on Sustainable Energy, 2016, 7(1):200-212.

#### 作者简介:



王士兴(1997—),男,硕士研究生,主要 研究方向为电力系统运行与优化(E-mail: 201921040317@std.uestc.edu.cn);

陈树恒(1974—),男,副教授,博士,通 信作者,主要研究方向为电力系统运行与优 化(**E-mail**;chenshuheng@uestc.edu.cn)。

王士兴

(编辑 王锦秀)

(下转第91页 continued on page 91)

# Control strategy of virtual harmonic resistance-type energy storage inverter with harmonic governance function

ZENG Jiang, FENG Jianlei, CHEN Shuliang, XIONG Taojun, CHEN Weiguo, LIU Qiwei

(School of Electric Power, South China University of Technology, Guangzhou 510640, China)

Abstract: The traditional energy storage inverter can only compensate the harmonic current generated by the specified nonlinear load, but cannot reduce the original harmonic content of the power grid. Therefore, the suppression effect of parallel resistance on harmonic voltage at the PCC (Point of Common Coupling) and system resonance is analyzed, and the control strategy of virtual harmonic resistance-type energy storage inverter is proposed. For fundamental wave, the energy storage inverter can still achieve normal charging and discharging function. For harmonics, the energy storage inverter is controlled to output harmonic current, whose magnitude is proportional to the magnitude of harmonic voltage and whose phase is opposite to that of harmonic voltage. In this case, the inverter is equivalent to a virtual harmonic resistance, which can absorb harmonic power and suppress harmonic voltage at the PCC. Considering the resonance, the perturbation and observation method is used to adjust the virtual harmonic conductance automatically so that the energy storage inverter can absorb the maximum harmonic power. The simulative and experimental results show that the virtual harmonic resistance-type energy storage inverter can realize good harmonic governance function while charging and discharging normally.

**Key words**: energy storage inverter; virtual harmonic resistance; harmonic governance; harmonic suppression; control strategy

(上接第69页 continued from page 69)

# Probabilistic power flow calculation of distribution network with multiple wind farms based on Gaussian mixture random model

WANG Shixing<sup>1</sup>, CHEN Shuheng<sup>1</sup>, LIU Qunying<sup>2</sup>, HAN Yang<sup>1</sup>, CHEN Zhe<sup>3</sup>, HU Weihao<sup>1</sup>

(1. School of Mechanical and Electrical Engineering, University of Electronic Science and Technology of China,

Chengdu 611731, China; 2. School of Automation Engineering,

University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 611731, China;

3. Department of Energy Technology, Aalborg University, Aalborg 9220, Danmark)

Abstract: The power flow analysis of power system is significantly affected by the randomness of wind speed and the correlation between wind farms. An improved probabilistic power flow calculation method is proposed considering the randomness of wind speed and the correlation between multiple wind farms. Based on the actual output sample data of multiple wind farms, *k*-means algorithm is used to determine the number of parameters of Gaussian mixture model, and the data selection process is used to improve Gaussian mixture model for improving the accuracy of joint distribution model. A three-point estimation method based on Nataf evaluation transformation is introduced for sampling of the built probabilistic distribution model, and the sampling data and power flow balance equations of power system are combined to realize probabilistic power flow calculation. The case results of IEEE 18-bus system show that the proposed method has high calculation precision and efficiency.

**Key words**: Gaussian mixture model; *k*-means algorithm; Nataf transformation; three-point estimation method; probabilistic power flow

# 附录 A

风速与风电功率特性关系为:

$$P_{w} = \begin{cases} 0 & 0 \le v < v_{in} \\ f_{w}(v) & v_{in} \le v < v_{r} \\ P_{r} & v_{r} \le v < v_{out} \\ 0 & v \ge v_{out} \end{cases}$$
(A1)

式中: $v_{in}$ 为切入风速; $v_{out}$ 为切出风速; $v_{r}$ 为额定风速; $f_{w}(\cdot)$ 为从风速到风电功率的转换函数; $P_{r}$ 为额定风速下的额定风电场功率。

单高斯模型的概率模型

1) 高斯模型。

对于一维样本数据<sub>x</sub>,其满足下面概率密度函数:

$$P(x \mid \boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]$$
(A2)

式中: $\mu$ 为变量 x 的数据期望; $\sigma$ 为变量 x 的数据标准差; $\theta$ 为概率模型参数向量。 当样本数据组为多维数据时,模型的概率密度函数为:

$$P(\boldsymbol{X} | \boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}|^2} \exp\left[-\frac{(\boldsymbol{X} - \boldsymbol{\mu})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{X} - \boldsymbol{\mu})}{2}\right]$$
(A3)

式中: **∑**为数据协方差; **D**为数据维度; **X**为多维变量; **µ**为多维均值。

2) GMM。

高斯混合模型由K个子高斯模型共同构成,第k个子高斯模型对应的权值为 $\alpha_k$ ,模型的概率分布函数为:

$$\begin{cases} P(\boldsymbol{X} | \boldsymbol{\theta}) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_{k} \phi(\boldsymbol{X} | \boldsymbol{\theta}_{k}) \\ \sum_{k=1}^{K} \alpha_{k} = 1 \end{cases}$$
(A4)

式中:  $\phi(X | \theta_k)$ 为第 k 个子模型的高斯分布密度函数; 参数  $\theta = (\mu_k, \sigma_k, \alpha_k), \mu_k, \sigma_k, \alpha_k$ 分别为第 k 个子高斯模型的期望、方差和权值。

# EM 算法的求解过程

1)依据当前参数,计算多维数据x<sub>i</sub>来自第k个子高斯模型的可能性。

$$\gamma_{jk} = \frac{\alpha_k \phi(\mathbf{x}_j \mid \boldsymbol{\theta}_k)}{\sum_{s=1}^{K} \alpha_s \phi(\mathbf{x}_j \mid \boldsymbol{\theta}_s)} \quad j = 1, 2, \cdots, N; \quad k = 1, 2, \cdots, K$$
(A5)

2) 计算新一轮迭代的模型参数。

$$u_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk} \boldsymbol{x}_{j}}{\sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk}} \quad k = 1, 2, \cdots, \quad K$$
(A6)

$$\Sigma_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk} \left( \boldsymbol{x}_{j} - \boldsymbol{\mu}_{k} \right) \left( \boldsymbol{x}_{j} - \boldsymbol{\mu}_{k} \right)^{\mathrm{T}}}{\sum_{j=1}^{N} \gamma_{jk}} \quad k = 1, 2, \cdots, K$$
(A7)

$$\alpha_{jk} = \frac{\sum_{j=1}^{K} \gamma_{jk}}{N} \quad k = 1, 2, \cdots, \quad K$$
(A8)

式中: $\alpha_{jk}$ 为第 k个子模型的概率; $x_{j}$ 为第 j个数据点;N为数据点总数; $\gamma_{jk}$ 为第 j个数据属于第 k 个子模型的概率。

算法在迭代过程中不断逼近最优解,迭代收敛后即得到可行解。EM 算法的具体实现步骤如附录 A 图 A1 所示。



图 A1 GMM 求解流程 Fig.A1 Solution flowchart of GMM

附录 B





图 B2 GMM 训练数据的筛选流程 Fig.B2 Flowchart of training data screening for GMM



图 B4 接入多风电场电力系统概率潮流计算流程 Fig.B4 Flowchart of probabilistic power flow in power system connected with multiple wind farms

Table C1 Gauss-Hermite sampling points and corresponding weights				
节点数	$v_{j}$	$P_{j}$		
3	±1.224 744 871 0	$0.166\ 666\ 667$ $0.666\ 666\ 667$		
5	$\pm 2.020$ 182 871 $\pm 0.958$ 314 808 0	0.011 257 411 0.222 075 922 0.533 333 333		
7	$\pm 2.651 961 356$ $\pm 1.673 551 628$ $\pm 0.816 287 882$ 0	0.000 548 269 0.030 757 124 0.240 123 179 0.457 142 857		

# 表 C1 Gauss-Hermite 采样点与相应权重

注:  $v_j$ 为正态随机变量的采样点;  $P_j$ 为采样点对应的权值。

Table C2 Parameters of improved GMM					
子模型	$W$ $\mu$ $ heta$		heta		
1	0.405 1	[0.567 9,0.543 4]	[0.044 5, 0.006 8; 0.006 8, 0.047 9]		
2	0.066 9	[0.974 0, 0.954 1]	[0.000 4, -0.000 2; -0.000 2, 0.001 3]		
3	0.168 7	[0.079 7, 0.072 1]	$[0.001\ 7,\ -0.000\ 8;\ 0.000\ 8,\ 0.001\ 4]$		
4	0.038 5	[0.995 1, 0.990 9]	$[1.599 \times 10^{-3}, -1.50 \times 10^{-2}; -1.50 \times 10^{-2}, 7.698 \times 10^{-3}]$		
5	0.285 6	[0.229 9, 0.220 7]	[0.010 8, 0.003 5; 0.003 5, 0.047 9]		
6	0.107 1	[0.889 9, 0.872 0]	[0.005 0, -0.001 8; -0.001 8, 0.008 1]		

表 C2 改进的 GMM 参数

表 C3 三点估计法的采样点及对应权值

Table C3 Sampling	points and c	corresponding	weights	of three-point	estimation	method
	F	B		F		

		-
组数	权值	采样点
1	1/6	[0.962, 0.870, 0.791]
2	0	[0.290, 0.363, 0.341]
3	1/6	[0.016, 0.084, 0.093]
4	1/6	[0.290, 0.896, 0.625]
5	1/6	[0.290, 0.074, 0.154]
6	1/6	[0.290, 0.363, 0.860]
7	1/6	[0.290, 0.363, 0.070]

表 C4 2 种方法节点电压及线路总损耗的均值和标准差

指标		标准差			均值	
-	三点估计法	蒙特卡罗抽样方法	相对误差/%	三点估计法	蒙特卡罗抽样方法	相对误差/%
$V_4$	0.060	0.062	3.22	10.602	10.603	0.01
$V_7$	0.118	0.123	4.06	10.591	10.592	0.02
$V_8$	0.133	0.138	3.62	10.582	10.584	0.03
$V_{11}$	0.156	0.164	4.87	10.585	10.591	0.05
$V_{15}$	0.161	0.166	2.86	10.590	10.592	0.02
$P_{\rm loss}$	6 005.65	5 588.18	6.95	21 471	20 847	2.90