

考虑多风电场出力相关性的电力系统随机优化调度

杨洪明1,王 爽1,2,易德鑫1,易 俊1,刘党峰3

(1. 长沙理工大学 电气与信息工程学院 智能电网运行与控制湖南省重点实验室 电力与交通安全监控及节能技术教育部工程研究中心,湖南 长沙 410004;

2. 石狮市电力有限责任公司,福建 泉州 362700;3. 中原油田供电管理处,河南 濮阳 457001)

摘要:考虑多风电场出力之间的尾部相关性,借助 Gumbel-Copula 函数构建多风电场出力的联合概率分布,提出含多风电场的电力系统随机优化调度模型。通过抽样平均近似(SAA)法处理机会约束条件,将随机优化问题转换为可计算的确定性非线性规划问题,并采用粒子群优化(PSO)算法进行求解。通过算例分析联合概率分布、机会约束置信水平和抽样次数对优化调度结果的影响,结果验证了基于 Gumbel-Copula 联合概率分布的随机优化调度的合理性。

关键词: 随机优化调度; 多风电场; 出力相关性; Gumbel-Copula; 机会约束; 抽样平均近似; 风电; 模型中图分类号: TM 73 文献标识码: A DOI: 10.3969/j.issn.1006-6047.2013.01.022

0 引言

为了解决能源紧缺和环境污染问题,风力发电受到广泛的关注。但风速的间歇性和随机性使得风力发电具有不确定性的特征,这给大规模风力发电并网后电力系统的安全经济运行带来了巨大的挑战。为此,在含多风电场的电力系统优化调度中,需对风电场出力的不确定性进行概率分析,以实现风力发电机组的经济、安全调度。

目前,风电场出力的概率分析主要依据风速的 Weibull、Rayleigh 概率分布,利用风能转换系统的风 速-出力函数关系推算得[1]。现有研究主要计算单个 风电场出力的概率分布,忽略了多风电场出力之间 的相互影响,从而降低了风电场出力概率分析的准确 性[2]。在实际的电力系统运行中,往往存在多个风电 场,特别是随着智能电网的建设,众多风电场接入系 统。它们的风多来自同一风源,多风电场出力之间 具有相关性。文献[3]考虑机组强迫停机率、尾流效 应及气温等因素对风电场出力的影响,在假定各风 电场出力相互独立的条件下,研究多风电场出力的联 合概率分布。文献[4]基于 Copula 函数构建了电力 系统不确定因素之间的联合概率计算方法,并采用 Normal-Copula 函数刻画出离岸风力发电和近岸风 力发电之间的线性相关性。但风速的分布具有不对 称的厚尾特性[5],风电场出力的概率分布呈现出相 应的不对称和厚尾特性(见第1、2节的分析),现有 方法忽略了多风电场出力之间的这种尾部相关性。

随着风力发电的并网运行,在安排常规发电机组 出力的同时,必须考虑风电场的发电能力。文献[6] 在优化调度模型中,考虑了风力发电机组的出力约 束和所需的旋转备用约束。但模型中风力发电作为 确定性决策变量.忽略了风力发电的随机特性。风 电场出力的不确定性会引起系统调度计划的调整, 使得系统发电成本发生变化。为更好地实现系统调 度的经济性和安全性,文献[7]考虑了风电场出力的 随机特性,提出了基于最优潮流的随机优化调度模 型,在目标函数中计及风力发电没有完全利用所带来 的收益损失以及风力发电过分估计所造成的备用容 量成本,并在约束中考虑了线路传输功率约束。文献 [8]以概率的形式描述了风电场出力的随机性,并计 及电动汽车及风电场出力的不确定性,构建了以系统 发电成本期望为目标的优化调度模型。文献[9]以 自回归滑动平均模型预测时变的风电出力,进而构建 了含多风电场的电力系统经济调度模型。但上述优 化调度模型均忽略了多风电场出力之间的相关性。 为此,考虑多风电场出力的随机性和相关性,建立电 力系统的随机优化调度模型有待进一步研究。

对随机优化调度模型的求解,文献[7-8]通过积分风电场出力概率密度函数来求取系统成本的数学期望,将随机优化调度模型转换成确定性优化问题。但随着随机变量数目的增多,多维积分的计算无法实现。通过蒙特卡罗抽样可以近似求取含多随机变量的系统成本期望,但未涉及机会约束的处理[9]。因此,有必要进一步研究随机优化调度模型的有效近似方法,将其转换为可计算的确定性优化问题进行求解。

针对现有研究的不足之处,本文利用 Gumbel-Copula 函数刻画多风电场出力的尾部相关性[10],并构建其联合概率分布。在此基础上,提出了基于机会

Project supported by the National Natural Science Foundation of China (71071025), Hunan Provincial Outstanding Youth Science Foundation (10JJ1010) and the Program for New Century Excellent Talents of Ministry of Education of China (NCET-08-0676)

收稿日期:2012-07-12;修回日期:2012-11-26

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71071025);湖南省杰出青年科学基金资助项目(10JJ1010);教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-08-0676)



约束的电力系统优化调度模型,采用抽样平均近似 SAA(Sample Average Approximation)法对机会约束 进行处理[11].将随机优化问题转换成可计算的确定 性非线性规划问题,并通过粒子群优化 PSO(Particle Swarm Optimization)算法进行求解[12]。

单风电场最大出力的概率分布

风速的不确定性一般通过 Weibull、Rayleigh、 Lognormal 等概率分布来描述。其中,两参数的 Weibull 分布被广泛使用,其概率密度函数为[13],

$$\varphi_{\text{ws},m}(v_{\text{ws},m}) = \frac{k_{\text{ws},m}}{c_{\text{ws},m}} \left(\frac{v_{\text{ws},m}}{c_{\text{ws},m}} \right)^{k_{\text{ws},m}^{-1}} \exp\left[-\left(\frac{v_{\text{ws},m}}{c_{\text{ws},m}} \right)^{k_{\text{ws},m}} \right]$$
(1)

其中, $v_{ws,m}$ 为风电场m的实际风速; $k_{ws,m}$ 和 $c_{ws,m}$ 分别 为 Weibull 分布的形状参数和尺度参数,可由风速的 样本数据通过最大似然法估计。

假设同一风电场内所有风力发电机组的风速 和风向相同.用一台等效风力发电机组表示一个风 电场。于是,单风电场的风速-出力函数关系可表示 如下[14]。

$$p_{\text{ws},m}(v_{\text{ws},m}) = \begin{cases} 0 & 0 \leq v_{\text{ws},m} < v_{\text{ins},m}, v_{\text{ws},m} > v_{\text{outs},m} \\ a_{\text{ws},m} v_{\text{ws},m}^{k_{\text{ws},m}} + b_{\text{ws},m} & v_{\text{ins},m} \leq v_{\text{ws},m} < v_{\text{rates},m} \\ p_{\text{rates},m} & v_{\text{rates},m} \leq v_{\text{ws},m} \leq v_{\text{outs},m} \end{cases}$$
(2)

其中, $p_{wsm}(v_{wsm})$ 为风电场 m 的最大出力函数; v_{insm} v_{rules m}、v_{ouls m}分别为风机的切入风速、额定风速及切出 风速; $p_{\text{rates},m}$ 为风机额定功率; $a_{\text{ws},m}$ 、 $b_{\text{ws},m}$ 为功率特性曲 线参数,且满足式(3)。

$$v_{\text{ws},m}(p_{\text{ws},m}) = [(p_{\text{ws},m} - b_{\text{ws},m})/a_{\text{ws},m}]^{1/k_{\text{ws},m}}$$
 (3)

基于式(1)和(2),风电场 m 最大出力 $p_{ws,m}$ 的概 率分布通过如下积分求得:

$$F_{\text{ws,m}}(p_{\text{ws,m}}) = \int_{0}^{v_{\text{us,m}}} \varphi_{\text{ws,m}}(v_{\text{ws,m}}) dv_{\text{ws,m}} + \int_{v_{\text{us,m}}}^{+\infty} \varphi_{\text{ws,m}}(v_{\text{ws,m}}) dv_{\text{ws,m}}(4)$$

b. 当
$$0 < p_{ws,m} < p_{rates,m}$$
 时

$$F_{\text{ws,m}}(p_{\text{ws,m}}) = \int_{0}^{v_{\text{ws,m}}(p_{\text{ws,m}})} \varphi_{\text{ws,m}}(v_{\text{ws,m}}) dv_{\text{ws,m}} + \int_{v_{\text{ois,m}}}^{+\infty} \varphi_{\text{ws,m}}(v_{\text{ws,m}}) dv_{\text{ws,m}}(5)$$

$$\mathbf{c}$$
. 当 $p_{ws,m} = p_{rates,m}$ 时

$$F_{ws,m}(p_{ws,m}) = \int_{0}^{+\infty} \varphi_{ws,m}(v_{ws,m}) dv_{ws,m} = 1$$
 (6)

基于风电场出力概率分布式(4)—(6),图 1 显示 出风电场最大出力(标幺值)的蒙特卡罗抽样数据和 概率统计的直方图,其中风速数据来自荷兰 De Bilt 风电场的实时记录,详细情况见 http://www.knmi.nl/ samenw/hvdra;设定风力发电机的切入风速、额定风 速、切出风速分别为3m/s、13m/s、25m/s,标幺基 准值为风电场出力的额定功率 600 kW。由图 1 可 以看出,风电场最大出力处于额定功率附近的概率最

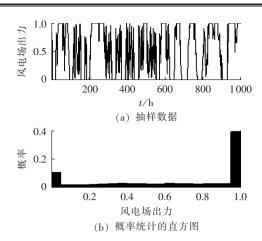


图 1 风电场最大出力及其概率分布

Fig.1 Maximum power output of wind farm and its probability distribution

大 并且其概率值明显比风电场处于停机状态的概率 大.风电场最大出力具有明显的上厚尾特性。

多风电场最大出力的联合概率分布

同一风源下,受相同气象条件的作用,多个风电 场的出力相互不独立。基于单风电场最大出力概率 分布的厚尾特征,多风电场最大出力在额定功率附近 同样具有较大的概率,即具有明显的非对称上厚尾特 性。基于风电场出力概率分布式(4)—(6),图 2进一 步给出处于同一风源的荷兰 De Bilt 和 Soesterberg 两风电场最大出力概率分布的散点图,图中 F_{isc} , F_{isc} 分别为风电场 De Bilt、Soesterberg 的最大出力概率 分布。从图中可以看出,风电场最大出力的概率分 布在额定功率附近的散点频数最大,上厚尾特征明 显。表1进一步给出了同一风源下,多风电场最大 出力的尾部相关系数。从表1可以看出,两风电场 至六风电场的最大出力之间具有显著的上尾部相关 性,而下尾部相关性不明显。其中 ξι、ξι分别表示上 尾部相关系数和下尾部相关系数,其数学定义为:

$$\xi_{U} = \lim_{u \to 1} P_{C} \{ P_{ws,1} > F_{ws,1}^{-1}(u) | P_{ws,2} > F_{ws,2}^{-1}(u), \cdots, P_{ws,W} > F_{ws,W}^{-1}(u) \}$$

$$12$$

$$12$$

$$12$$

$$28$$

$$8$$

$$24$$

$$4$$

$$0$$

$$0.5$$

$$F_{ws,U}$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

$$10.0$$

图 2 两风电场最大出力的概率分布散点图 Fig.2 Scatter plot of probability distribution for maximum power outputs of two wind farms

1.0 0

$$\xi_{\rm L} \! = \! \lim_{u \to 0} P_{\rm C} \{ P_{\rm ws,1} \! > \! F_{\rm ws,1}^{-1}(u) | P_{\rm ws,2} \! > \! F_{\rm ws,2}^{-1}(u) \, , \cdots ,$$

$$P_{\text{ws W}} > F_{\text{ws W}}^{-1}(u)$$
 (8)

其中, $P_{\mathbb{C}}\{\cdot\}$ 表示条件概率;W 为风电场数目; $u\epsilon[0,1]$; $F_{ws,m}^{-1}(\cdot)$ 表示 $F_{ws,m}(\cdot)$ 的逆函数。

表 1 多风电场最大出力的尾部相关系数 Tab.1 Tail-dependent correlation coefficients

ab.1 Tail-dependent correlation coefficients of maximum outputs of multiple wind farms

风电场	$oldsymbol{\xi}_{ ext{U}}$	$\xi_{ ext{L}}$
Ι, ΙΙ	0.8124	0.1123
Ι, Π, Π	0.8041	0.1119
I , II , III , IV	0.7892	0.1043
I , II , III , IV , V	0.7714	0.0985
I , $\rm I\hspace{1em}I$, $\rm I\hspace{1em}I\hspace{1em}I$, $\rm I\hspace{1em}I\hspace{1em}I$, $\rm I\hspace{1em}I\hspace{1em}I$, $\rm I\hspace{1em}I\hspace{1em}I$	0.7644	0.0923

注: I、II、II、IV、V、VI 分别表示 De Bilt、Soesterberg、 Leeuwarden、Eelde、Vlissingen、Schiphol。

为准确估算多风电场出力的概率分布,下面借助 Copula 函数来实现多风电场出力的相关性建模。

Sklar 定理:如果 $H(\cdot)$ 是边缘分布分别为 F_1 、 F_2 、…、 F_n 的联合分布函数,则一定存在一个 Copula 函数 $C(\cdot)$ 满足[10]:

 $H(x_1, x_2, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n))$ (9) 其中, $H(\cdot)$ 为随机变量 x_1, x_2, \dots, x_n 的联合概率分 布; F_1, F_2, \dots, F_n 分别为单变量 x_1, x_2, \dots, x_n 的概率分 布,且若 F_1, F_2, \dots, F_n 连续,则 $C(\cdot)$ 唯一确定。

由此可见,Copula 函数本质为边缘分布到联合分布的映射,Sklar 定理确立了 Copula 函数的一般性和唯一性。常用 Copula 函数有两大类:Ellipse-Copula 族和 Archimedean-Copula 族。Ellipse-Copula 族因密度等高线投影是椭圆而得名,主要包括 Normal-Copula和 t-Copula;Gumbel-Copula、Clayton-Copula和 Frank-Copula属于 Archimedean-Copula族。

图 3 给出 5 种 Copula 函数的散点图。t-Copula、Frank-Copula 和 Normal-Copula 属于对称分布,其中Normal-Copula 不具有厚尾特性,t-Copula 呈现出一定的厚尾特性;Frank-Copula 不论在中心还是上下尾部,分布都比较均匀。Clayton-Copula、Gumbel-Copula属于非对称分布,其中 Gumbel-Copula 在上尾部比较集中,Clayton-Copula 在下尾部比较集中。为此,Gumbel-Copula 函数最适合构建具有非对称、上厚尾相关性的多风电场出力的联合概率分布,即:

 $H(p_{ws,1},\cdots,p_{ws,W}) = C(F_{ws,1}(p_{ws,1}),\cdots,F_{ws,W}(p_{ws,W})) = \exp\{-[(-\ln F_{ws,1}(p_{ws,1}))^{\theta}+\cdots+(-\ln F_{ws,W}(p_{ws,W}))^{\theta}]^{1/\theta}\}$ (10) 其中, $C(\cdot)$ 为 Gumbel-Copula 函数; $p_{ws,1},p_{ws,2},\cdots,p_{ws,W}$ 分别为风电场 1、风电场 2、…、风电场 W 的最大出力,对应的概率分布函数分别为 $F_{ws,1}(p_{ws,1}),F_{ws,2}(p_{ws,2})$ 、…、 $F_{ws,W}(p_{ws,W})$; $\theta \in [1,+\infty)$ 为联合分布的联接参数,通过最大似然法估计。

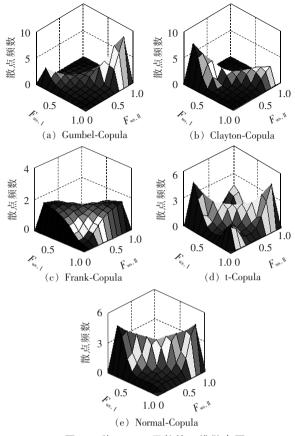


图 3 5 种 Copula 函数的三维散点图 Fig.3 Three-dimensional scatter plots for five kinds of Copula functions

为验证 Gumbel-Copula 准确刻画多风电场出力 联合概率分布的有效性,进一步开展柯尔莫格洛夫拟 合优度 KS(Kolmogorov Smirnov)检验[15]。多风电场 出力实际样本数据的联合经验分布与 Gumbel-Copula 联合概率分布理论值的最大偏差为:

 $D = \max_{1 \leq j \leq Q} \{ |J(p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{j}) - H(p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{j})| \}$ (11) 其中, $J(p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{j})$ 和 $H(p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{j})$ 分别为第 j

其中, $J(p'_{ws,1}, \cdots, p'_{ws,W})$ 和 $H(p'_{ws,1}, \cdots, p'_{ws,W})$ 分别 万 易 J组 W 个风电场最大出力样本 $(p'_{ws,1}, \cdots, p'_{ws,W})$ 的联合经验分布值和 Gumbel-Copula 联合概率分布理论值,联合经验分布值通过式(12)获得;Q 为样本组总数。

$$J(p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{j}) = \frac{1}{Q} \sum_{i=1}^{Q} I(p_{ws,1}^{i} \leqslant p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{i} \leqslant p_{ws,W}^{j}) (12)$$

其中, $I(\cdot)$ 为指示函数,即 $p_{ws,1}^{i} \leqslant p_{ws,1}^{j}, \cdots, p_{ws,W}^{i} \leqslant p_{ws,W}^{j}$
时取 1,否则取 0。

计算分布适合度指标 $\lambda = \sqrt{W} D$,由此查出拟合优度检验值 $R(\lambda)$ 。 KS 检验表明,在置信水平为 $1-R(\lambda)$ 条件下,接受假设 CH₀ 的临界域为[0, λ],其中假设 CH₀ 为^[16]:

 $CH_0: J(p_{ws,1}, \cdots, p_{ws,W}) = H(p_{ws,1}, \cdots, p_{ws,W})$ (13) 因此, $1-R(\lambda)$ 表示在临界点接受假设 CH_0 的置信水平, 通过 $1-R(\lambda)$ 的大小可判断联合概率分布的拟合程度, $1-R(\lambda)$ 值越大说明拟合效果越好。



3 考虑机会约束的电力系统优化调度模型

由于风电场出力具有随机性和不确定性,在制定系统优化调度方案时,无法获得风电场出力的准确信息,从而使系统发电成本增加。为此,采用概率形式的机会约束反映风电场出力的不确定性,即在某一置信水平下满足风电场出力的相关约束[17]。基于此,含多风电场的电力系统随机优化调度模型为:

$$\min \sum_{i \in C} \left(a_i P_{gi}^2 + b_i P_{gi} + c_i \right) \tag{14}$$

其中, P_s 为节点 i 的常规发电机组发电功率, a_i 、 b_i 、 c_i 为发电成本系数,G 为所有节点构成的集合。约束条件包括功率平衡约束、运行约束、线路传输约束,具体表示如下。

a. 功率平衡约束:

$$\sum_{i=0}^{N} (P_{gi} + P_{wi} - P_{Li}) = 0$$
 (15)

其中,N 为输电网的总节点数; P_{wi} 为节点i 的风电场输出功率; P_{ii} 为节点i 的负荷功率。

b. 运行约束:

$$P_{qi}^{\min} \leq P_{qi} \leq P_{qi}^{\max} \tag{16}$$

$$P_{\mathbf{r}}\{P_{\mathbf{w}i} \leq p_{\mathbf{w}s,i}, i=1,2,\cdots,W\} \geqslant \alpha \tag{17}$$

其中, P_{gi}^{max} 、 P_{gi}^{min} 为节点 i 的常规发电机组有功出力上、下限值;风电场最大出力 $p_{ws,1}$ 、…、 $p_{ws,W}$ 服从 Gumbel-Copula 联合概率分布式(10); $P_r\{\cdot\}$ 为不等式约束成立的概率,表示节点 i 的风电场输出功率低于其最大出力的概率; α 为事先给定的置信水平,在实际运行过程中,根据发电成本降低幅度与可接受的置信水平之间的关系,设置合理的置信水平大小。

c. 线路传输约束:

$$-K_{l}^{\max} \leq \sum_{i=0}^{N} h_{li}(P_{gi} + P_{wi} - P_{Li}) \leq K_{l}^{\max}$$
 (18)

其中, h_{li} 为节点i 的注入功率对线路l 传输功率的灵敏度系数; K_{l}^{max} 为线路l 的传输功率限值;线路l 取1、2、 \cdots 、L,L 为输电线路总数。

4 SAA 法求解

机会约束的概率计算数学上需多维积分。随着风电场数目的增多,多维积分计算难以实现。为此,本文采用 SAA 法处理机会约束,将随机优化调度模型转化成可计算的确定性非线性规划问题[11]。该方法利用蒙特卡罗抽样抽取随机变量的样本数据,根据样本数据计算机会约束的概率,从而将机会约束转化成确定性约束条件。

采用最大函数,将一组约束等价成一个约束条件,即:

$$\{P_{wi} - p_{ws,i} \leq 0; i=1, \cdots, W\} = \max_{1 \leq i \leq W} \{P_{wi} - p_{ws,i}\} \leq 0 \quad (19)$$

从 Gumbel-Copula 联合概率分布式(10)中,抽

取 Q 组 W 个风电场出力的样本数据 $(p_{w,1}^j, \dots, p_{ws,W}^j)$ $(j=1,\dots,Q)$,机会约束函数的概率期望值为:

$$\hat{p} = E\left[I\left(\max_{1 \leq i \leq W} \{P_{wi} - p_{ws,i}^{j}\}\right)\right] = \frac{1}{Q} \sum_{j=1}^{Q} I\left(\max_{1 \leq i \leq W} \{P_{wi} - p_{ws,i}^{j}\}\right)$$
(20)

其中, $I(\cdot)$ 为指示函数,即 $\max_{1 \le i \le W} \{P_{wi} - p_{ws,i}^j\} \le 0$ 时取 1,否则取 0。于是,机会约束的概率等于对应 Q 组风电场出力的样本数据约束条件 $\max_{1 \le i \le W} \{P_{wi} - p_{ws,i}^j\} \le 0$ 满足次数的平均值。

利用(强)大数定律,Pagnoncelli 等证明了当 Q 的取值足够大时,期望值式(20)以概率 w.p.(with probability)为 1 收敛于机会约束函数[11],即:

$$\hat{p} \rightarrow P_{r} \left\{ \max_{1 \le i \le W} \left\{ P_{wi} - p_{ws,i}^{j} \right\} \le 0 \right\} \quad \text{w.p.1, as } Q \rightarrow \infty$$
 (21)

在实际计算中,根据抽样次数与优化结果之间的 关系、计算系统的性能和计算精度要求,确定合理的 蒙特卡罗抽样次数。

于是,机会约束条件式(17)转化为确定性约束条件,即:

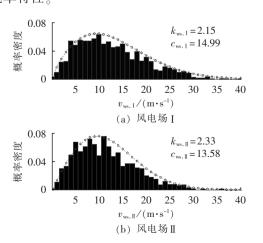
$$\frac{1}{Q} \sum_{j=1}^{Q} I\left(\max_{1 \leq i \leq W} \left\{ P_{wi} - p_{ws,i}^{j} \right\} \right) \geq \alpha$$
 (22)

用式(22)代替式(17),电力系统随机优化调度模型式(14)—(18)转换成确定性优化问题,并采用PSO 算法进行求解[11]。

5 算例分析

5.1 多风电场最大出力的联合概率分布

根据荷兰 De Bilt、Soesterberg、Leeuwarden 和 Eelde 风电场(分别设为风电场 I、风电场 II、风电场 III 和风电场 IV)的风速数据,利用最大似然法估计出各个风电场的 Weibull 分布参数,风速概率分布与实际样本的经验直方图比较,其拟合效果如图 4 所示。由图 4 可以看出,Weibull 能较好地刻画风电场风速的概率特性。



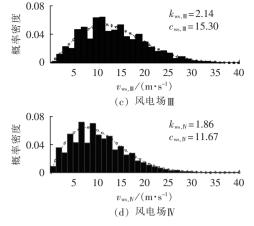


图 4 风速概率密度拟合曲线

Fig.4 Fitting curves of probability density for wind speed

基于风电场风速的 Weibull 分布, 计算 4 座风电场最大出力及其概率分布, 其中每个风电场均有 40 台相同的风电机组, 每台风机的切入风速、额定风速、切出风速、额定功率均相同, 分别为 4 m/s、15 m/s、25 m/s、1.5 MW。利用 5 种 Copula 函数, 构建两风电场(风电场 I 和 II)、三风电场(风电场 I、II和III)、四风电场(风电场 I、II、III和IV)最大出力的联合概率分布,通过最大似然法估计联接参数。表 2—4 分别给出了联合概率分布的联接参数、尾部相关系数以及 KS 拟合优度。从中可以看出, 与其他 4 种 Copula

表 2 两风电场 Copula 函数参数估计及优度检验 Tab.2 Parameter estimation of Copula function and goodness test for two wind farms

Copula 函数类型	θ	$1-R(\lambda)$	$oldsymbol{\xi}_{ ext{U}}$	$\xi_{\scriptscriptstyle m L}$
Gumbel	8.02	0.9821	0.9098	0
Clayton	0.67	0.7318	0	0.3560
Frank	15.93	0.6127	0	0
Normal	0.73	0.5354	0	0
t	0.76	0.7329	0.3520	0.3520

表 3 三风电场 Copula 函数参数估计及优度检验 Tab.3 Parameter estimation of Copula function and goodness test for three wind farms

Copula 函数类型	θ	$1-R(\lambda)$	$oldsymbol{\xi}_{ ext{U}}$	$\xi_{\scriptscriptstyle m L}$
Gumbel	6.45	0.9553	0.8865	0
Clayton	0.56	0.7074	0	0.2907
Frank	10.33	0.5922	0	0
Normal	0.67	0.5114	0	0
t	0.69	0.7059	0.3949	0.3949

表 4 四风电场 Copula 函数参数估计及优度检验 Tab.4 Parameter estimation of Copula function and goodness test for four wind farms

Copula 函数类型	θ	$1-R(\lambda)$	$\dot{\xi}_{\scriptscriptstyle ext{U}}$	$\dot{\xi}_{ m L}$
Gumbel	6.01	0.9403	0.8778	0
Clayton	0.44	0.6744	0	0.2078
Frank	14.02	0.4830	0	0
Normal	0.70	0.4731	0	0
t	0.74	0.6692	0.3003	0.3003

函数相比,具有不对称上尾部相关特性的 Gumbel-Copula 能更好地构建多个风电场最大出力的联合概率分布,具有最小的拟合优度检验值。

利用 Quantile-Quantile(QQ)图进行拟合检验,图 5 给出了两风电场最大出力的 5 种 Copula 函数的拟合效果(三风电场和四风电场最大出力的 QQ 图拟合具有相似的特点,限于篇幅,本文不再给出图形)。由图 5 可见,Gumbel-Copula 较好地拟合了多风电场最大出力之间的尾部相关性(如表 1 和图 2 所示)。

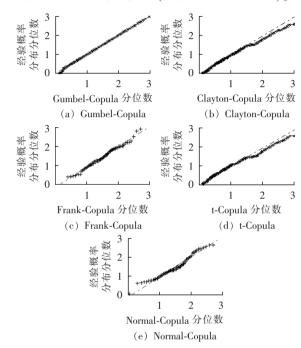


图 5 5 种 Copula 函数的 QQ 拟合图

Fig.5 QQ fitting plots for five kinds of Copula functions

5.2 优化调度结果分析

本文采用 IEEE 9 节点系统验证所建优化调度模型及其算法的有效性。系统包括 3 个发电节点,其中节点 2 和 3 为风电场 I 和 II 的并网节点,系统基准容量为 100 MV·A;节点 1 为常规发电机组的并网节点,其有功出力上、下限为 3 p.u.、0.1 p.u.;发电成本系数为 a_1 =0.085 \$/[(MW)²·h], b_1 =1.2 \$/(MW·h), c_1 =600 \$/h。

PSO 算法种群规模 S = 10,最大迭代次数 $d_{max} = 100$,学习因子设为 2。当迭代次数为 d 时,惯性因子设为 $\omega = \omega_{max} - (\omega_{max} - \omega_{min})d/d_{max}$,其中 $\omega_{max} = 0.9$, $\omega_{min} = 0.4$ 。

下面设计 2 种试验方案来验证本文所构建的随机优化调度模型的有效性。

a. 情况 1:联合概率分布对优化调度的影响。

根据风电场 I 和 II 最大出力的 Gumbel-Copula 联合概率分布求得 2 个风电场最大出力的期望值分别为 0.246 p.u.、0.178 p.u.,并通过优化求解本文所构建的随机优化调度模型(机会约束的置信水平为 0.98,在 SAA 法中蒙特卡罗抽样次数为 1000),得到系统



的最小发电成本为 \$7207.4。同时,若假设 2 个风电场最大出力的概率分布相互独立,即不考虑相关性时,2 个风电场最大出力的期望值分别为 0.237 p.u.、0.168 p.u.,得到系统的最小发电成本为 \$7398.6,如表 5 所示,表中出力均为标幺值。通过对比可以看出,根据 Gumbel-Copula 联合概率分布,考虑风电场最大出力的相关性,所得到的系统优化调度成本减少 \$191.2.即下降 2.65%。

表 5 不同联合概率分布下的优化调度结果 Tab.5 Results of optimal dispatch for different joint probability distributions

风电场 出力分布	常规机组 出力	风电场 I 出力	风电场Ⅱ 出力	发电 成本/\$
Copula	2.722	0.259	0.201	7207.4
相互独立	2.744	0.237	0.168	7398.6

b. 情况 2: 置信水平和抽样次数对优化调度的影响。

针对本文所提出的随机优化调度模型,设置不同机会约束的置信水平,并在 SAA 法中采用不同的蒙特卡罗抽样次数,对应的优化调度方案及系统发电成本优化结果如表 6 所示。

表 6 不同置信水平和抽样次数下的优化调度结果 Tab.6 Results of optimal dispatch for different credit levels and sample times

抽样次数 -		发电成本/\$	
	$\alpha = 0.98$	$\alpha = 0.95$	$\alpha = 0.92$
100	7 243	7 175	7 142
200	7214	7161	7 123
500	7210	7 157	7116
1000	7 2 0 9	7152	7 109
2000	7 2 0 8	7151	7 106
5 000	7 2 0 6	7150	7 103
10000	7 2 0 6	7 149	7 102
20000	7 205	7 149	7 102
50000	7 2 0 5	7149	7 101

从表 6 中可以看出,随着置信水平 α 的适当降低,节点 2 和节点 3 的风电机组出力增加,系统的发电成本降低,从而显示采用机会约束的合理性。同时,随着蒙特卡罗抽样次数 Q 的不断增多,SAA 法近似误差减少,从而风电机组出力略有增加,系统发电成本降低。当抽样次数超过 1000,优化计算出的发电成本值基本趋于稳定。因此,在计算中取 Q=1000 为合理的抽样次数。

6 结论

本文考虑多风电场出力的非对称、上厚尾相关性,采用 Gumbel-Copula 函数构建了多个风电场出力的联合概率分布,改进了多风电场出力的概率性分析;基于机会约束规划建立了含多风电场的电力系统优化调度模型,提高了优化调度的灵活性和鲁棒

性;通过 SAA 法处理机会约束,将随机优化问题转化为确定性问题,从而简化模型的求解过程。最后,通过 IEEE 9 节点系统验证了所提出模型及其算法的合理性和有效性。

参考文献:

- [1] 刘沛津,谷立臣. 含风电场的电力系统无功规划优化[J]. 电网技术,2010,34(7):175-180.
 - LIU Peijin, GU Lichen. Optimization of reactive power planning for power system containing wind farms [J]. Power System Technology, 2010, 34(7):175-180.
- [2] PAPAEFTHYMIOU G,SCHAVEMAKER P H,VANDER S L,et al. Integration of stochastic generation in power systems[J]. Electrical Power and Energy Systems, 2006, 28(9):655-667.
- [3] 陈树勇,戴慧珠,白晓民,等. 风场的发电可靠性模型及其应用 [J]. 中国电机工程学报,2000,20(3):26-29.
 - CHEN Shuyong, DAI Huizhu, BAI Xiaomin, et al. Reliability model of wind power plants and its application [J]. Proceedings of the CSEE, 2000, 20(3):26-29.
- [4] PAPAEFTHYMIOU G, KUROWICKA D. Using Copulas for modeling stochastic dependence in power system uncertainty analysis [J]. IEEE Trans on Power Systems, 2009, 24(1):140-149.
- [5] YEHAND T H, WANG Li. A study on generator capacity for wind turbines under various tower heights and rated wind speeds using Weibull distribution[J]. IEEE Trans on Energy Conversion, 2008, 23(2):592-602.
- [6] LU C L, CHEN C L, HWANG D S, et al. Effects of wind energy supplied by independent power producers on the generation dispatch of electric power utilities[J]. International Journal of Electrical Power and Energy Systems, 2008, 30(9):553-561.
- [7] HETZER J, YU D C, BHATTARAI K. An economic dispatch model incorporating wind power[J]. IEEE Trans on Energy Conversion, 2008, 23(2):603-611.
- [8] 赵俊华,文福拴,薛禹胜,等. 计及电动汽车和风电出力不确定性的随机经济调度[J]. 电力系统自动化,2010,34(20):22-29. ZHAO Junhua,WEN Fushuan,XUE Yusheng,et al. Power system stochastic economic dispatch considering uncertain outputs from plug-in electric vehicles and wind generators[J]. Automation of Electric Power Systems,2010,34(20):22-29.
- [9] UMMELS B C, GIBESCU M, KLINGW L, et al. Impacts of wind power on thermal generation unit commitment and dispatch [J]. IEEE Trans on Energy Conversion, 2007, 22(1):44-51.
- [10] NELSEN B R. An introduction to Copulas[M]. New York, USA: Springer, 2005:7-48.
- [11] PAGNONCELLI B K, AHMED S, SHAPIRO A. Sample average approximation method for chance constrained programming: theory and applications [J]. Journal of Optimal Theory and Application, 2009, 142(2):399-416.
- [12] 张振宇,葛少云,刘自发. 粒子群优化算法及其在机组优化组合中应用[J]. 电力自动化设备,2006,26(5):28-31.
 - ZHANG Zhenyu, GE Shaoyun, LIU Zifa. Particle swarm optimization algorithm and its application in unit commitment [J]. Electric Power Automation Equipment, 2006, 26(5):28-31.
- [13] 吴义纯,丁明. 基于蒙特卡罗仿真的风力发电系统可靠性评价 [J]. 电力自动化设备,2004,24(12):70-73.
 - WU Yichun, DING Ming. Reliability assessment of wind power



- generation system based on Monte-Carlo simulation[J]. Electric Power Automation Equipment, 2004, 24(12):70-73.
- [14] JOHNSON G L. Wind energy systems[M]. Manhattan, KS, USA: Prentice-Hall, 2001;59-62.
- [15] WANG X, MAKIS V. Autoregressive model-based gear shaft fault diagnosis using the Kolmogorov-Smirnov test[J]. Journal of Sound and Vibration, 2009, 327(3):413-423.
- [16] 腾素珍,姜炳蔚,任玉杰,等.数理统计[M].大连:大连理工大学出版社,1996:172-179.
- [17] 吴俊,李国杰,孙元章. 基于随机规划的并网风电场最大注入功率计算[J]. 电网技术,2007,31(14):15-19.
 - WU Jun,LI Guojie,SUN Yuanzhang. Maximum injection power calculation of wind farms connected to power systems based on stochastic programming[J]. Power System Technology, 2007, 31

(14):15-19.

作者简介:

杨洪明(1972-),女,湖南望城人,教授,博士,研究方向为 电力系统优化运行、分析与控制(E-mail:yhm5218@163.com);

王 爽(1982-),男,河南新乡人,硕士,研究方向为电力系统优化运行、分析与控制(E-mail; wangshuangzs@126.com);

易德鑫(1987-),男,湖南醴陵人,硕士,研究方向为电力系统优化运行、分析与控制(E-mail; yidexinzhang@163.com);

易 俊(1986-),男,湖南娄底人,硕士,研究方向为电力系统优化运行、分析与控制(**E-mail**;yijun0819@163.com);

刘党峰(1986-),男,河南濮阳人,助理工程师,研究方向 为电力系统运行与电网供电管理。

Stochastic optimal dispatch of power system considering multi-wind power correlation

YANG Hongming¹, WANG Shuang^{1,2}, YI Dexin¹, YI Jun¹, LIU Dangfeng³

(1. Engineering Research Center of Electric Power & Traffic Safety Monitoring & Control and Energy Conservation Technology of Ministry of Education, Hunan Provincial Key Laboratory of Smart Grids Operation and Control, College of Electrical and Information Engineering, Changsha University of Science and Technology, Changsha 410004, China; 2. Shishi Electric Power Limited Company, Quanzhou 362700, China;

3. Electricity Management Division of Central Oil Field, Puyang 457001, China)

Abstract: With the consideration of the tail-dependent correlation of multiple wind farm power outputs, their joint probability distribution is characterized by Gumbel-Copula function and a stochastic optimal dispatch model of power system with multiple wind farms is proposed. The chance constraint is managed by SAA (Sample Average Approximation) and the stochastic optimization is thus transformed to the computable and deterministic non-linear programming, which is then solved by PSO(Particle Swarm Optimization) algorithm. The influence of joint probability distribution, chance constraint credit level and sample times on the results of optimal dispatch is analyzed by cases, which verifies the rationality of stochastic optimal dispatch based on Gumbel-Copula joint probability distribution.

Key words: stochastic optimal dispatch; multiple wind farms; power correlation; Gumbel-Copula; chance constraint; sample average approximation; wind power; models

(上接第 113 页 continued from page 113)

Coordinated voltage control based on action-dependent heuristic dynamic programming for wind farm

XUE Shangqing, CAI Jinding

(College of Electrical Engineering & Automation, Fuzhou University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: A control strategy is proposed to coordinate the voltage control between DFIG-based wind farm and STATCOM. The principle of ADHDP(Action-Dependent Heuristic Dynamic Programming) is described and a voltage coordination controller is designed based on it, which takes the sending bus voltage deviation of wind farm as its input and adopts neural network model to construct its execution network and evaluation network. The additional voltage reference sent to DFIG-based wind farm and STATCOM is generated by the execution network through minimizing the cost function outputted by the evaluation network. Simulation is carried out for different wind speeds and voltage sags, which shows that, the ADHDP-based controller, as a supplementary damping controller, coordinates the grid-voltage control between DFIG-based wind farm and STATCOM, and suppresses the post-fault grid-voltage oscillation, verifying the effectiveness of the proposed control strategy.

Key words: wind farms; STATCOM; action-dependent heuristic dynamic programming; voltage control