

基于正交级数的光伏电源输出功率概率模型

徐怡悦, 吴在军, 王 洋, 窦晓波, 胡敏强

(东南大学 电气工程学院, 江苏 南京 210096)

摘要: 目前光伏输出功率概率建模中, 参数分析方法需预先假设参数分布, 非参数分析方法中常用的核密度估计的带宽值选取方法不统一, 在此情况下提出一种非参数方法——正交级数密度估计, 对数据分布不附加任何假设, 基于正交级数理论直接建立光伏电源输出功率的概率模型。利用江西南昌及浙江嘉兴两地的光伏电源输出功率历史实测数据进行仿真, 结合拟合优度检验和误差分析, 验证了所提模型的准确性和有效性。对于不同时段、不同地区光伏电源输出功率的随机特性, 所提方法具有良好的适用性, 在样本容量变化时模型保持稳定性。

关键词: 光伏功率; 概率模型; 正交级数密度估计; 核密度估计; 拟合优度检验

中图分类号: TM 615

文献标识码: A

DOI: 10.16081/j.issn.1006-6047.2017.03.011

0 引言

随着可再生能源需求的增长, 光伏发电发展迅猛^[1], 在电力系统中所占比例越来越大, 其对电力系统规划、仿真、调度和控制的影响也引起极大关注^[2]。由于易受天气等因素影响^[3], 光伏输出功率具有随机特性, 其概率分布特性对分布式电源的规划、运行及可靠性分析具有重要的指导意义^[4]。

目前, 对于光伏电源输出功率概率分布特性的分析主要分为两大类, 即参数分析方法和非参数分析方法。参数分析方法需先假定光伏电源输出功率或影响光伏输出功率的主要因素满足某些已知分布, 再通过实际数据求取分布函数的参数信息。文献[5]假定光伏电池板输出功率服从正态分布, 结合辐照度的 Beta 分布、温度与光伏输出功率之间的线性函数关系, 推导得到了同时考虑辐照度与温度的概率模型。文献[6]根据光伏输出功率的历史数据, 分别基于 Normal、Weibull、Gamma 分布进行了概率建模, 但未计算模型误差, 无法判断模型的准确度。文献[7]运用古典概率获得辐射度、倾斜度、集电极输出等预期值, 将晴朗系数和散射系数作为随机变量进行分析和仿真。这种假设光伏电源输出功率、辐照度或散射系数等服从某种参数分布的方法尽管较为简单, 但缺乏灵活性, 在参数的选取上带有主观性, 存在模型的设定偏差。其次, 现有研究表明单一

的参数分布不具有普遍适用性, 光伏输出功率受诸多因素的影响^[4]。

参数估计要求密度函数已经具有某种特定的数学形式且只包含少量未知参数, 而非参数分析方法无需对光伏电源输出功率特性作任何先验假设, 完全通过历史数据挖掘数据的分布特征, 从而避免了模型分布形式选择不当带来的误差^[8], 具有更好的适用性和稳健性。非参数估计中运用较为广泛的核密度估计模型, 该模型的核心问题在于最优带宽 h 的求取。文献[9]采用穷举法求得积分均方误差最小时的 h 。文献[10]将积分均方误差作为目标函数, 在求目标函数最小的基础上加上拟合优度检验作为约束条件求得最优带宽。现有的研究表明, 核密度估计对于光伏输出功率的估计有一定的正确性, 但对模型进行不同的误差分析将得到不同的 h , 目前尚未有统一的计算带宽值的方法, 也无法保证计算方法的适用性。

本文提出了一种基于正交级数密度估计的光伏输出功率非参数估计方法, 无需假定数学模型, 完全根据已知样本数据进行分析。基于非参数正交级数密度估计理论建立光伏电源输出功率的概率模型, 其无需考虑带宽值的选取, 计算过程简单、速度快; 同时, 利用南昌和嘉兴两地区的历史实测数据, 依据拟合优度检验和误差分析对模型进行了评估, 验证了模型的正确性和普适性。

1 光伏电源的正交级数密度估计

1.1 正交级数理论

设 x 是属于实数集 $\mathbf{R}$ 上的随机变量, 若其概率密度函数 $f(x)$ 在区间 $[a, b]$ 上满足 $f \in L_2(a, b)$, 即 $\int_a^b f^2(x) dx < \infty$ (L_2 是满足左式的一个空间表达, 除非

收稿日期: 2016-02-05; 修回日期: 2016-12-19

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(51677025); 教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-13-0129); 江苏省重点研发计划项目(BE2015012-1); 国家电网公司科技项目(SGT-YHT/14-JS-188)

Project supported by the National Natural Science Foundation of China(51677025), the Program for New Century Excellent Talents in University(NCET-13-0129), the Key Development Program of Jiangsu Province(BE2015012-1) and the Science and Technology Project of SGCC(SGT-YHT/14-JS-188)

另外说明,否则假定 $a=0, b=1$ [11], 则 $f(x)$ 可以表示成正交级数的形式, 为:

$$f(x) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \phi_j(x) \quad (1)$$

其中, $\phi_j(x)$ 称为 $L_2(a, b)$ 的一组标准正交基。对任意 $f \in L_2(a, b)$, $\phi_j(x)$ 满足如下条件:

a. 对于所有的 j , $\phi_j(x)$ 满足 $\sqrt{\int_a^b \phi_j^2(x) dx} = 1$ (即标准化);

b. 对于 $i \neq j$, 有 $\int_a^b \phi_i(x) \phi_j(x) f(x) dx = 0$ (即正交);

c. 在序列 $\phi_1, \phi_2, \dots$ 中, 与每个 ϕ_j 都正交的函数为零函数。

基的系数 β_j 表示为:

$$\beta_j = \int_a^b f(x) \phi_j(x) dx \quad (2)$$

通常的基函数有 Hermite 基、Laguerre 基、余弦基。基的选择主要依赖于密度的支撑 [12]。一般情况下, 当 $f(x)$ 的支撑是 $(-\infty, \infty)$ 或 $(0, \infty)$ 时, 使用 Hermite 基和 Laguerre 基; 如果 $f(x)$ 具有紧支撑, 可以选取余弦基。本文中, $f(x)$ 具有紧支撑 $[P_{\min}, P_{\max}]$ ($P_{\max}, P_{\min}$ 分别为光伏输出的最大、最小有功功率), 故选择余弦基作为标准正交基 [12]。

1.2 基于正交级数密度估计的光伏电源概率模型

设某光伏电源的输出功率 $P \in [P_{\min}, P_{\max}]$ 为一实数集上的随机变量, 其概率密度函数为 $f(P)$, $P_1, P_2, \dots, P_n$ 是来自 P 的独立同分布 IID (Independent and Identically Distributed) 样本, 其中 n 为样本数。显然 P 满足 $f \in L_2(P_{\min}, P_{\max})$ 。将 P 投影到区间 $[0, 1]$ 上可得随机变量 $p = (P - P_{\min}) / (P_{\max} - P_{\min})$, 其概率密度函数 $g(p)$ 满足 $g \in L_2(0, 1)$, $p_1, p_2, \dots, p_n$ 为来自 p 的 IID 样本。则 p 的概率密度函数可以写成如下形式:

$$g(p) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \phi_j(p) \quad (3)$$

对于 $g \in L_2(0, 1)$ 选择余弦基做密度估计, 即 $\phi_j(p) = \sqrt{2} \cos(\pi j p)$ ($j=1, 2, 3, \dots$)。则 $\beta_j = \int_0^1 g(p) \phi_j(p) dp = E[\phi_j(p)]$, 因此 β_j 的无偏估计为:

$$\hat{\beta}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \phi_j(P_i) \quad (4)$$

根据式 (1) — (4), 定义 $g(p)$ 的正交级数估计如式 (5) 所示 [11]。

$$\hat{g}_{os}(p) = \hat{f}(p, \{\hat{w}_j\}) = \sum_{j=1}^{\infty} \hat{w}_j \hat{\beta}_j \phi_j(p) \quad (5)$$

其中, $\hat{w}_j$ 为收缩系数。本文采用截断估计法选择收缩系数, 取 $\hat{w}_j$ 为示性函数 I (若 $j \leq J$, 则 $I=1$; 否则 $I=0$), 则可得到 $g(p)$ 的截断估计为:

$$\hat{g}_T(p) = \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j \phi_j(p) \quad (6)$$

其中, J 为取舍点。增加 J 将减小偏差但将增大方差, 为了强调风险函数对于 J 的依赖, 记风险估计 $\hat{R}(J)$ 如式 (7) 所示 [11]。

$$\hat{R}(J) = \sum_{j=1}^J \frac{\hat{\sigma}_j^2}{n} + \sum_{j=J+1}^{\infty} \left(\hat{\beta}_j^2 - \frac{\hat{\sigma}_j^2}{n} \right)_+ \quad (7)$$

其中, 有 $(A)_+ = \max(A, 0)$; $\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [\phi_j(P_i) - \hat{\beta}_j]^2$ 。

选择使 $\hat{R}(J)$ 最小化时的 J 作为 $\hat{J}$ 。最终, p 的概率密度函数为:

$$g(p) = \sum_{j=1}^{\hat{J}} \hat{\beta}_j \phi_j(p) \quad (8)$$

2 正交级数密度估计模型的检验

2.1 拟合优度检验

拟合优度检验是用来检验一类数据的分布是否与某种理论分布相一致。本文中利用其验证正交级数密度估计模型是否能够反映光伏电源输出功率的随机性、间歇性的特点。选取 χ^2 检验和 $K-S$ 检验这 2 种常见的检验方法作为衡量指标。

χ^2 检验主要用于无序分类变量的统计推断, 判断 2 个样本率及构成比之间的差别。设归一化后的光伏电源输出功率样本数据为 $p_1, p_2, \dots, p_n$, 其概率分布为 $G_0(p)$, 将样本数据划分为 k 组没有交集的数据, 则 Pearson χ^2 检验统计量为 [13]:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(v_i - np_i)^2}{np_i} \quad (9)$$

其中, v_i 为第 i 个区间的观察频数; p_i 为 $G_0(p)$ 在第 i 个区间的理论概率值。

原假设 H_0 : 密度估计与光伏电源输出功率分布没有差别。计算得 χ^2 值, 它表示观测值与理论值的偏离程度。 χ^2 的自由度为 $m-1$, 根据计算结果及自由度可以确定在 H_0 成立的情况下当前统计量的概率 P^* 。给定置信水平 α 的条件下, 当 $\chi^2 < \chi_{\alpha, m-1}^2$ 时, $P^* > \alpha$, 接受假设 H_0 ; 反之, 拒绝 H_0 , 即观测值与理论值存在较大误差, 正交级数密度估计不适用。

χ^2 检验的结果与分组情况有关, 而分组方法带有随意性, 会丢失一部分信息, 特别对于在分组区间上有相同概率的不同分布, Pearson χ^2 检验无法区分 [13]。

为了解决上述问题, 本文引入一种典型的 EDF (Empirical Distribution Function) 检验—— $K-S$ 检验, 其通过描述 G_0 和经验分布函数 G_n 之间的差异充分反映样本信息。通过 $K-S$ 检验的分布无关性, 在一定程度上弥补了 Pearson χ^2 检验的不足 [14]。 $K-S$ 检验方法是将样本数据的累计频数分布与特定理论分布进行比较, 若两者间的差距很小, 则推论该样本符合理论分布。将光伏输出功率数据由小到大排序得 $p_{(1)} \leq p_{(2)} \leq \dots \leq p_{(n)}$, 经验累积分布函数如下:

$$G_n(x)=\begin{cases}0 & p<p_{(1)} \\ \frac{k}{n} & p_{(k)}\leqslant p<p_{(k+1)};k=1,2,\cdots,n-1 \\ 0 & p\geqslant p_{(n)}\end{cases}\quad(10)$$

理论分布与经验累积分布之间的最大垂直差距 D_n 定义为:

$$D_n=\max_{1\leqslant i\leqslant N}|G_n(p_i)-G_0(p_i)|\quad(11)$$

D_n 的值越小,代表 2 种分布之间的差异越小,即拟合程度越高。

在样本容量及置信水平确定的情况下,查表或者根据公式可以得到相应的值,称为临界值。用检验统计量的值与临界值作比较,小于临界值时表示通过拟合优度检验,反之表示未通过。本文中, χ^2 检验的临界值通过查表得到, K - S 检验的临界值根据公式 $1.36/\sqrt{n}$ (置信水平 95%) 计算得到。

2.2 误差分析

拟合优度用于检验实际观测值与理论值之间的差异,在确定密度估计函数后,需要对其进行误差分析以判断准确性。本文采用平均误差百分数 MAPE(Mean Absolute Percentage Error)和均方根误差 RMSE(Root Mean Squared Error)作为指标。

$$MAPE=\frac{1}{n}\sum_{r=1}^n\left|\frac{\hat{y}_r-y_r}{y_r}\times 100\right|\quad(12)$$

$$RMSE=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{r=1}^n(\hat{y}_r-y_r)^2}\quad(13)$$

其中, $\hat{y}_r$ 、 y_r 分别为归一化后的光伏电源输出功率的正交级数密度估计分布和直方图在第 r 个区间的概率。

指标值越小表示经验分布与理论分布之间的差异越小,说明正交级数密度估计模型与实际观测数数据分布的差异越小。

3 算例分析

3.1 数据说明

利用江西南昌某地区典型季度的光伏出力实测数据(采样间隔为 10 min)和浙江嘉兴某地区半年的光伏电源实测数据(采样间隔为 5 min)进行仿真分析。经纬度、日照时间和年均温度都是影响光伏出力的因素,两地的地理气候信息如表 1 所示,可以通

过其分析本文模型在不同光伏发电环境下对光伏电源输出功率密度估计的适用性。

3.2 与核密度估计方法的对比

(1)核密度估计带宽选择。

核密度估计主要是运用一组观测的且来自一个未知分布函数的随机变量来估计其密度函数^[15]。核密度估计法在光伏、风力发电等领域已有广泛使用。文献[10]验证了核密度估计法的正确性,同时通过与 Beta、Weibull 等传统模型的对比表明了该模型的拟合度更高,适用性更强。

核密度估计模型的关键问题在于最优带宽 h 的选取。 h 值过大会造成密度曲线过于平滑,不能正确反映实际数据的变化趋势; h 值过小会导致密度曲线欠平滑、波动大。带宽 h 的选择原理是使估计的模型与真实测量值最接近。然而带宽的选择不可能使核估计的偏差和方差同时减小,故需要在两者之间做权衡^[16]。

文献[17]将渐进积分均方差 AMISE(Asymptotic Mean Integrated Squared Error)作为目标函数进行最小化的优化运算(简称方法 1),通过求导得到带宽 h 的表达式为: $h=0.9\min(\text{样本标准差},\text{样本四分位距}/1.34)n^{-1/5}$ 。

文献[10]通过选取正态分布 $N(0,1)$ 和 $N(0,4)$ 2 种不同的核函数(简称方法 2),使两者均方积分误差最小,加上 χ^2 检验和 K - S 检验作为约束条件求得带宽值,再求两者的平均值作为总体密度的核估计的 h ,即:

$$\begin{aligned} \min & \frac{1}{n^2h\sqrt{\pi}}\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n\left\{\frac{1}{2}\exp\left[-\frac{(p_i-p_j)^2}{4h^2}\right]+\right. \\ & \left.\frac{1}{4}\exp\left[-\frac{(p_i-p_j)^2}{16h^2}\right]-\frac{2}{\sqrt{10}}\exp\left[-\frac{(p_i-p_j)^2}{10h^2}\right]\right\} \\ \text{s.t. } & \chi_h^2\leqslant\chi_c^2 \\ & D_h\leqslant D_c \end{aligned}\quad(14)$$

其中, χ_h^2 、 D_h 分别为核密度估计模型的 χ^2 、 K - S 检验的统计量; χ_c^2 、 D_c 分别为 χ^2 、 K - S 检验统计量的门槛值。基于不同误差分析将得到不同的 h 。

(2)拟合优度检验对比。

本文采用正交级数估计和以上 2 种核密度估计方法对模型进行拟合优度检验。

选取南昌 3 月和嘉兴半年的光伏实测数据,用 3 种方法得到的概率密度曲线分别如图 1、图 2 所示。图中, p 为正则化后的光伏电源输出功率(标么值)。

由图 1 可以看出:在取一个月光伏数据的前提下,本文方法和方法 2 的密度曲线都可以做到兼顾模型的拟合优度和曲线的平滑度,而方法 1 的曲线过于平滑,无法反映光伏输出功率的多峰性;在前 2

表 1 南昌和嘉兴两地地理气候信息

Table 1 Geographic and climatic information of Nanchang and Jiaxing

地理气候	地区	
	南昌	嘉兴
经度	115°27'~116°35'	120°18'~121°16'
纬度	28°10'~29°11'	30°21'~31°2'
日照时间/h	1800	2017
年均温度/℃	17.5	15.9

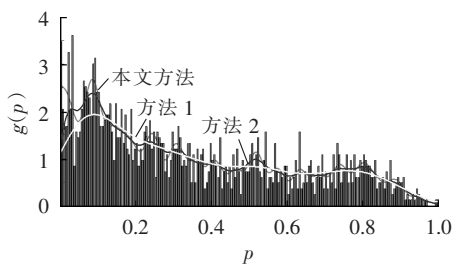


图 1 南昌 3 月份数据的概率密度曲线
Fig.1 Probability density curve based on data of March of Nanchang

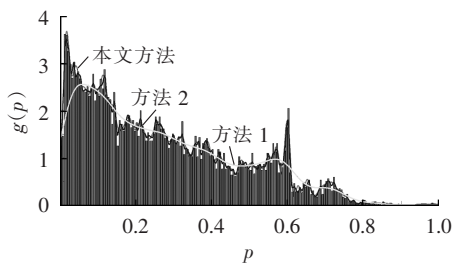


图 2 嘉兴半年数据的概率密度曲线
Fig.2 Probability density curve based on data of half year of Jiaying

个峰值处,本文方法的拟合程度最高,较之方法 2 更好地反映了峰值特性。

图 2 中,选取嘉兴地区半年的光伏实测数据,当数据量增加时,方法 2 和本文方法的概率密度曲线基本重合,都能够满足拟合优度的要求,体现多峰性。结合图 1、图 2 可以看出,方法 1 的概率密度曲线总体形状相似,适用于单峰值性的光伏数据拟合,本文方法和方法 2 的偏离程度小,与直方图无显著差异,对于具有多峰性的数据同样适用。

从图 1、图 2 中可以大致看出拟合效果,下文通过 χ^2 和 $K-S$ 检验具体说明模型给定的理论分布是否可以刻画实际数据的分布情况。

3 种密度估计方法的拟合优度检验结果($\alpha = 0.05$)如表 2 所示。由表可见:方法 1 的 2 项指标均大于临界值,该模型得出的分布不能正确反映实际分布;本文方法和方法 2 的检验结果均满足要求,验证了模型的正确性。在全年的 4 个典型月份中,本文模型得到的检验结果都是最优的,说明模型在不同的时间段内都具有一定的适应度。以南昌 3 月的数据为例,方法 1、方法 2 的 χ^2 检验统计量分别是本文方法的 548 倍和 55 倍; $K-S$ 检验结果分别是本文方法的 8.33 倍和 3.37 倍。嘉兴数据的检验结果显示,当数据量增大时,3 种模型的 $K-S$ 检验维持在一个相对稳定的值,本文方法和方法 2 的 χ^2 检验统计量增幅较小,方法 1 的 χ^2 值则有明显增加。此时,核密度估计和正交级数密度估计可以保持良好的稳定性,同时不影响理论分布的准确性,具有良

表 2 3 种密度估计方法的拟合优度检验结果
Table 2 Results of fitting goodness test for three density estimation methods

地区	月份	检验方式	检验的临界值	检验统计量的值		
				方法 1	方法 2	本文方法
南昌	3 月	χ^2 检验	11.07	31.838 2	3.2006	0.058 1
		$K-S$ 检验	0.033 3	0.064 2	0.0260	0.007 7
	5 月	χ^2 检验	9.49	32.356 1	0.9096	0.058 7
		$K-S$ 检验	0.035 8	0.063 6	0.012 9	0.007 3
	8 月	χ^2 检验	14.07	47.327 6	1.974 1	0.238 5
		$K-S$ 检验	0.028 8	0.058 5	0.0100	0.003 7
	11 月	χ^2 检验	11.07	44.840 3	0.803 8	0.276 9
		$K-S$ 检验	0.034 1	0.065 8	0.012 6	0.006 1
嘉兴		χ^2 检验	37.65	144.819 5	2.793 7	2.877 2
		$K-S$ 检验	0.015 4	0.042 7	0.003 8	0.002 4

好的模拟精度和模拟效果。

正交级数和核密度估计法都依赖于大量的历史数据,无需对模型进行任何假设,通过计算得出参数的值,但是正交级数模型无需考虑带宽值的选取问题。带宽值作为核密度估计的核心,文献[10]采用内点法进行计算。由式(14)可知,当数据量增大时,所需的计算时间更多。本文仿真程序均在 MATLAB R2014a 环境下编写,测试计算机硬件环境为英特尔四核 i5-2310 CPU、8 GB 内存,操作系统为 Windows 7 64 bit。正交级数密度估计的计算时间总共为 1~2 s,核密度估计在带宽值给定的前提下所需时间也为 1~2 s,但是计算带宽值的时间在分钟级,所以核密度估计的整体所用时间大于正交级数估计。

通过检验结果和仿真验证了本文模型的普遍适用性和良好的稳定性。正交级数密度估计与核密度估计相比,最大的优点在于不需要计算带宽值,简化了计算量,同时避免了不同误差分析带来的不同结果,减少了估计值的不确定因素。

(3)误差分析对比。

通过拟合优度检验确定了模型的可用性,实际应用中还需要对其进行误差分析以判断得到的拟合曲线与实际数据分布之间的差异。以上文中提及的 MAPE 和 RMSE 作为指标,对南昌和嘉兴的数据进行分析,结果如表 3 所示。

表 3 3 种密度估计方法的误差分析
Table 3 Results of error analysis for three density estimation methods

地区	月份	检验指标	方法 1	方法 2	本文方法
南昌	3 月	MAPE/%	6.1808	2.0872	0.365 9
		RMSE	0.0206	0.0072	0.001 0
	5 月	MAPE/%	6.0701	1.4131	0.487 7
		RMSE	0.0260	0.0050	0.001 3
	8 月	MAPE/%	5.4451	1.8268	0.843 7
		RMSE	0.0167	0.0040	0.001 4
	11 月	MAPE/%	9.0173	1.5164	0.696 3
		RMSE	0.0267	0.0038	0.001 7
嘉兴		MAPE/%	8.1061	1.4080	1.546 3
		RMSE	0.0045	6.9806×10^{-4}	7.3563×10^{-4}

由表3可以看出,在单个月份的误差分析中,本文所提的正交级数密度估计模型在各项分析中的误差均为最小:MAPE在1%以内, RMSE在0.002以内。随着数据量的增大,该模型的RMSE减小,MAPE也在2%以内,体现了其稳定性。对照表2、表3可以看出,在嘉兴数据的分析过程中,核密度法与正交级数法的结果极为接近,说明两者都能够适应大数据量的计算,而本文方法的计算速度更具优势。通过误差分析,说明本文模型与实测数据的差异最小,再次验证了正交级数模型的准确性和有效性。

4 结语

本文基于正交级数密度估计理论建立光伏电源输出功率的概率模型,避免了核密度估计模型中带宽值的计算,并根据南昌和嘉兴两地的光伏实测数据进行了仿真分析。对比不同月份、不同地区和不同时间维度的仿真结果可知,本文所建模型能反映光伏电源的随机特性,不受时间、空间环境的约束,且拟合精度高、稳定性强、计算速度快、适用性广。本文模型在光伏、风力发电及负荷预测等方面都有研究价值。

参考文献:

- [1] 陈炜,艾欣,吴涛,等. 光伏并网发电系统对电网的影响研究综述[J]. 电力自动化设备,2013,33(2):26-32.
CHEN Wei, AI Xin, WU Tao, et al. Influence of grid-connected photovoltaic system on power network[J]. Electric Power Automation Equipment, 2013, 33(2): 26-32.
- [2] 赵争鸣,雷一,贺凡波,等. 大容量并网光伏电站技术综述[J]. 电力系统自动化,2011,35(12):101-107.
ZHAO Zhengming, LEI Yi, HE Fanbo, et al. Overview of large-scale grid-connected photovoltaic power plants[J]. Automation of Electric Power Systems, 2011, 35(12): 101-107.
- [3] 李升,卫志农,孙国强,等. 大规模光伏发电并网系统电压稳定分岔研究[J]. 电力自动化设备,2016,36(1):17-23.
LI Sheng, WEI Zhinong, SUN Guoqiang, et al. Voltage stability bifurcation of large-scale grid-connected PV system[J]. Electric Power Automation Equipment, 2016, 36(1): 17-23.
- [4] 赵继超,袁越,傅质馨,等. 基于Copula理论的风光互补发电系统可靠性评估[J]. 电力自动化设备,2013,33(1):124-129.
ZHAO Jichao, YUAN Yue, FU Zhixin, et al. Reliability assessment of wind-PV hybrid generation system based on Copular theory[J]. Electric Power Automation Equipment, 2013, 33(1): 124-129.
- [5] FAN M, VITTAL V, HEYDT G T, et al. Probabilistic power flow studies for transmission systems with photovoltaic generation using cumulants[J]. IEEE Transactions on Power Systems, 2012, 27(4): 2251-2261.
- [6] CHAYAKULKHEEREE K. Probabilistic optimal power flow: an alternative solution for emerging high uncertain power systems [C]// International Electrical Engineering Congress. Pattaya, Thailand: IEEE, 2014: 1-4.
- [7] KAPLANI E, KAPLANIS S. A stochastic simulation model for reliable PV system sizing providing for solar radiation fluctuations [J]. Applied Energy, 2012, 97(1): 970-981.
- [8] 王彩霞,鲁宗相,乔颖,等. 基于非参数回归模型的短期风电功率预测[J]. 电力系统自动化,2011,34(16):78-82.
WANG Caixia, LU Zongxiang, QIAO Ying, et al. Short-term wind power forecast based on non-parametric regression model [J]. Automation of Electric Power Systems, 2011, 34(16): 78-82.
- [9] 叶爱华. 电力负荷特性的非参数核密度估计方法研究[J]. 科技和产业,2010,10(6):72-75.
YE Aihua. Study on methods of the non-parameter estimation of electric power load characteristics [J]. Science Technology and Industry, 2010, 10(6): 72-75.
- [10] 颜伟,任洲洋,赵霞,等. 光伏电源输出功率的非参数核密度估计模型[J]. 电力系统自动化,2013,37(10):35-40.
YAN Wei, REN Zhouyang, ZHAO Xia, et al. Probabilistic photovoltaic power modeling based on nonparametric kernel density estimation [J]. Automation of Electric Power Systems, 2013, 37(10): 35-40.
- [11] L. 沃赛曼. 统计学完全教程[M]. 张波,刘中华,魏秋萍,等,译. 北京:科学出版社,2008:117-159.
- [12] 薛留根. 应用非参数统计[M]. 北京:科学出版社,2013:102-108.
- [13] 杨振海,程维虎,张军舰. 拟合优度检验[M]. 北京:科学出版社,2011:37-45,111-129.
- [14] 秦志龙. 计及相关性的含风电场和光伏电站电力系统可靠性评估[D]. 重庆:重庆大学,2013.
QIN Zhilong. Reliability assessment of power systems with wind farms and photovoltaic power stations considering correlations [D]. Chongqing: Chongqing University, 2013.
- [15] 何耀耀,闻才喜,许启发. 基于Epanechnikov核与最优窗宽组合的中期电力负荷概率密度预测方法[J]. 电力自动化设备,2016,36(18):120-126.
HE Yaoyao, WEN Caixi, XU Qifa. Mid-term power load probability density forecast based on Epanechnikov kernel and optimal window bandwidth [J]. Electric Power Automation Equipment, 2016, 36(18): 120-126.
- [16] 吴振威,蒋小平,马会萌,等. 基于非参数核密度估计法的光伏出力随机分布模型[J]. 中国电力,2013,46(9):126-130.
WU Zhenwei, JIANG Xiaoping, MA Huimeng, et al. Random distribution model of photovoltaic output based on non-parametric kernel density estimation method [J]. Electric Power, 2013, 46(9): 126-130.
- [17] 赵渊,张夏菲,周家启. 电网可靠性评估的非参数多变量核密度估计负荷模型研究[J]. 中国电机工程学报,2009,29(31):27-33.
ZHAO Yuan, ZHANG Xiafei, ZHOU Jiaqi. Load modeling utilizing nonparametric and multivariate kernel density estimation in bulk power system reliability evaluation [J]. Proceedings of the CSEE, 2009, 29(31): 27-33.

作者简介:



徐怡悦

徐怡悦(1991—),女,江苏南京人,硕士研究生,研究方向为新型能源出力预测与建模(E-mail: 220142120@seu.edu.cn);

吴在军(1975—),男,江苏南京人,教授,博士研究生导师,主要研究方为分布式电源与微电网、电能质量监测与评估、数字化变电站等(E-mail: zjwu@seu.edu.cn)。

(下转第79页 continued on page 79)

tronics. Paris, France: IEEE, 2006: 1369-1374.

[20] KAUTSKY J, NICHOLS N K, VAN DOOREN P. Robust pole assignment in linear state feedback [J]. International Journal of Control, 1985, 41(5): 1129-1155.

作者简介:

赵洪山(1965—),男,河北沧州人,教授,博士,主要研究



赵洪山

方向为电力系统运行与控制、电力设备故障诊断与优化检修 (E-mail: zhaohshcn@126.com);

程亮亮(1990—),男,河南周口人,硕士研究生,主要研究方向为电力系统故障诊断及优化维修策略 (E-mail: chlhdhsq@163.com)。

Open-circuit fault diagnosis based on bilinear observer for converter power-switch of doubly-fed wind turbine

ZHAO Hongshan, CHENG Liangliang

(School of Electrical and Electronic Engineering, North China Electric Power University, Baoding 071003, China)

Abstract: A method of open-circuit fault diagnosis based on the bilinear observer is proposed for the converters of doubly-fed wind turbine. Based on the mathematical model of doubly-fed induction generator and converter, and according to its nonlinear characteristic, a bilinear conversion system model of doubly-fed wind turbine is derived and a bilinear observer of conversion system is established. The converter residual current obtained by the observer is used to detect the fault and the mean value of phase current is used to locate the faulty component. With the consideration of power-switch delay, dead-time and measurement noise, the adaptive threshold is designed for the open-circuit fault diagnosis to guarantee its robustness. The results of simulations for different fault types and different grid voltage sags show the effectiveness and reliability of the proposed method.

Key words: doubly-fed wind turbine; wind power; electric converters; open-circuit fault diagnosis; bilinear observer; adaptive threshold

(上接第 65 页 continued from page 65)

Probabilistic modeling based on orthogonal series for PV power output

XU Yiyue, WU Zaijun, WANG Yang, DOU Xiaobo, HU Minqiang

(School of Electrical Engineering, Southeast University, Nanjing 210096, China)

Abstract: Since the existing parameter analysis methods of probabilistic modeling for PV(PhotoVoltaic) power output require the presupposition of parameter distribution while the bandwidth selection of kernel density estimation, a commonly used method of non-parameter analysis, is not unified, another method of non-parameter analysis, orthogonal series density estimation, is proposed, based on which the probabilistic model of PV power output can be directly established without any presupposition of data distribution. Simulation is carried out based on the historical PV power output measurements of Nanchang and Jiaying, and combined with fitting goodness test and error analysis, the accuracy and effectiveness of the proposed model are verified. The proposed method is adaptable to the randomness of PV power output of different periods and different regions, and the established model keeps stable when the sample-size changes.

Key words: photovoltaic power; probabilistic model; orthogonal series density estimation; kernel density estimation; fitting goodness test