

文章编号 1004-924X(2016)09-2183-09

## 加速退化下光伏组件伪失效寿命分布估算

刘桂雄<sup>1\*</sup>, 余荣斌<sup>1,2</sup>, 徐 欢<sup>1</sup>

(1. 华南理工大学 机械与汽车工程学院, 广东 广州 510640;

2. 广东产品质量监督检验研究院, 广东 广州 510330)

**摘要:** 开展了加速退化条件下光伏组件产品可靠度评估的研究, 提出了新型的基于 GLD 的光伏组件的伪失效寿命分布估算方法。首先, 利用可决系数检验法( $R^2$ )优选最佳加速退化轨迹, 得到样本组伪失效寿命值。然后, 应用 Bootstrap 法产生自助样本扩充样本群, 构建基于 GLD 的伪失效寿命分布模型, 该模型无需预设先验分布, 即可真实反映不同加速条件下光伏组件伪失效寿命分布形态。最后, 以 18 W 小功率 Mono-Si 单晶硅光伏组件加速性能退化数据为例, 估算了光伏组件在加速退化条件下的伪失效寿命分布和可靠度。结果表明: 在加速退化条件下, 本文方法得到的可靠度曲线与试验数据拟合结果很好, 绝对误差基本在  $\pm 300$  h 内, 相对误差不超过  $\pm 15\%$ , 满足工程预测精度需求。

**关键词:** 光伏组件; 加速退化; 伪失效寿命; GLD 分布; 可靠度评估

**中图分类号:** TM914. 4; TB114. 3 **文献标识码:** A **doi:** 10. 3788/OPE. 20162409. 2183

## Estimation of pseudo-failure lifetime distribution for photovoltaic modules based on accelerated degradation

LIU Gui-xiong<sup>1\*</sup>, YU Rong-bin<sup>1,2</sup>, XU Huan<sup>1</sup>

(1. School of Mechanical and Automotive Engineering,

South China University of Technology, Guangzhou 510640, China;

2. Guangdong Testing Institute of Product Quality Supervision, Guangzhou 510330, China)

\* Corresponding author, E-mail: megxliu@scut.edu.cn

**Abstract:** This paper focuses on the reliability evaluation of photovoltaic(PV) module products under accelerated degradation conditions. A method to estimate the pseudo failure life distribution of PV modules based on the Generalized Lambda Distribution (GLD) was proposed. Firstly, the determinative coefficient test method( $R^2$ ) was used to select the best accelerated degradation path to obtain pseudo failure life values of samples. Then, the bootstrap method was taken to generate bootstrap samples to expand the sample group and to build a pseudo failure life distribution model based on GLD, which could truly reflect the pseudo failure life distribution of PV modules under different acceleration conditions without presetting the prior distribution. Finally, by taking accelerated performance degradation data of a 18 W small power Mono-Si silicon PV module as an example, the pseudo failure life distribution and reliability of PV modules were estimated under

收稿日期: 2016-02-19; 修订日期: 2016-04-20.

基金项目: 国家质量监督检验检疫总局资助项目(No. 2014QK050); 广东省科技厅公益研究与能力建设专项资助项目(No. 2014A040401045)

accelerated degradation conditions. The results show that this method obtains pseudo failure life distribution in accelerated degradation conditions, and reliability curves and the experimental data results fit well. Moreover, the absolute error of fitting curve is basically in 300 h, and the relative error is not more than 15%. These results meet the demand of engineering forecast precision.

**Key words:** photovoltaic modulus; accelerated degradation; pseudo-failure lifetime; GLD-distribution; reliability evaluation

## 1 引言

对于高可靠性、长寿命的产品,可通过性能退化数据来对产品进行可靠性评估<sup>[1-3]</sup>,但由于时间、成本等方面的限制,往往难以获取足够的自然退化数据,开展基于加速退化的寿命预测方法研究成为解决其质量可靠性评估问题的重要途径<sup>[4-5]</sup>。目前加速退化数据寿命预测方法主要有退化量分布法、伪失效寿命法等。退化量分布法通过拟合各个时刻样本性能退化数据分布,估计分布参数随时间变化规律,建立退化模型来对预期寿命进行预测,方法简单,但需要样本各时刻退化数据服从相同分布形态前提条件,给实际应用带来不便;伪失效寿命法通过曲线拟合退化数据,预测产品伪失效寿命来对产品进行可靠性评估,其关键在于获取伪失效寿命分布,较好的反映伪失效寿命分布形态。Lu&Meeker 首先建立了一般化非线性综合效应模型的伪失效寿命描述方法,但要求同一个样本族样品伪失效寿命分布形态相同<sup>[6]</sup>;文献[7]计算了不同加速应力下 LED 灯具的可靠度,但需预设伪失效寿命可能的分布形式并对其进行分布假设检验;文献[8-11]分别介绍了近年来在伪失效寿命法研究成果,但需一定数量样本及较多测量时刻,且必须预先假设伪失效寿命数据应服从某种特定分布。而在光伏组件可靠性评估方面,它作为光伏系统的核心部件,属于高可靠性、长寿命产品,其质量可靠性将直接关系到光伏电站发电效率以及电站使用寿命,目前国内外开展光伏组件性能退化可靠性评估研究较少,文献[12]提出了一种 Atlas25<sup>plus</sup> 光伏组件可靠性综合测试方案,本团队在文献[2]中研究了基于  $\beta$  分布统示法的光伏组件性能退化可靠度估算方法,但基于加速退化的光伏组件可靠度方法研究未见报道。为此,本文针对光伏组件产品加速退化条件下可靠度评估,研究了一种基于 GLD 的光伏组件伪失效寿命分布新型估算方法。

## 2 基于加速退化的光伏组件伪失效寿命分布估算

基于 GLD 的光伏组件伪失效寿命分布新型估算方法是利用  $R^2$  (可决系数检验法) 优选最佳加速退化轨迹,外推样本伪失效寿命值,无须假设退化轨迹满足相同形式要求;应用 Bootstrap 法产生自助样本扩充样本群,改善小子样下分布估算准确性问题;构建基于 GLD 的伪失效寿命分布模型无需预设先验分布,较好地反映出不同加速条件下光伏组件伪失效寿命分布形态。以 18 W 单晶硅光伏组件加速退化数据为例估算光伏组件加速退化条件下伪失效寿命分布,也验证了该方法的有效性。图 1 所示为基于加速退化的光伏组件伪失效寿命分布估算流程图。

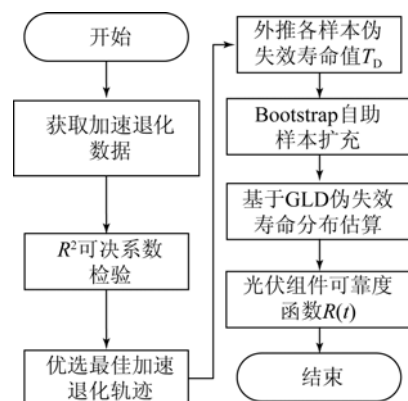


图 1 加速退化下光伏组件伪失效寿命分布估算

Fig. 1 PV modules pseudo-failure lifedistribution estimate based on accelerated degradation data

### 2.1 最优加速退化轨迹选取

加速退化轨迹描述设定加速条件下产品退化规律或失效过程,当不存在先验退化模型或因产品内在失效机理复杂无适当经验模型可用时,根据退化数据拟合退化轨迹是建立产品退化模型、

评估可靠度的基础。产品退化轨迹可包括线性、凸形和凹形 3 种变化趋势,但考虑到很多常见的非线性退化轨迹(如凸形、凹形等)经过一定的变换之后都可以转化为线性轨迹,故研究重点多集中于线性轨迹的回归分析方法。

设  $f_k(x)$  为第  $k$  个线性无关的确定函数,  $\alpha_k$  为回归参数,  $\epsilon$  为随机误差,且有  $\sum \epsilon = 0$ , 则线性轨迹回归方程的一般表达式可描述为:

$$Y = [\alpha_0 \alpha_1 \dots \alpha_{n-1}]^T \begin{bmatrix} f_1(x_1) & f_2(x_1) & \dots & f_{n-1}(x_1) \\ f_1(x_2) & f_2(x_2) & \dots & f_{n-1}(x_2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ f_1(x_{n-1}) & f_2(x_{n-1}) & \dots & f_{n-1}(x_{n-1}) \end{bmatrix} + [\epsilon_0 \epsilon_1 \dots \epsilon_{n-1}]^T \quad (2)$$

采用最小二乘估计法求得  $\alpha, \epsilon$  的估算值:

$$\begin{cases} \hat{\alpha} = [\hat{\alpha}_0 \hat{\alpha}_1 \dots \hat{\alpha}_{n-1}]^T = (X^T X)^{-1} X^T Y \\ \hat{\epsilon} = [\hat{\epsilon}_0 \hat{\epsilon}_1 \dots \hat{\epsilon}_{n-1}]^T = Y - \hat{Y} = Y - X \hat{\alpha} = Y - X (X^T X)^{-1} X^T Y \end{cases} \quad (3)$$

将估算出  $\hat{\alpha}$  代入式(1)并略去随机误差项  $\epsilon$ , 可得拟合后的加速退化轨迹方程为:

$$Y = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_1 + \dots + \hat{\alpha}_{n-1} X_{n-1} \quad (4)$$

代入性能退化失效阈值  $Y_D$  即可外推出退化时间变量  $X$  的伪失效寿命值  $T_D$ 。应用式(4)外推伪失效寿命时,退化轨迹回归方程形态选择是影响评估精度的关键。为优选最佳加速退化轨迹,可采用  $R^2$  (可决系数检验法)作为最优加速退化轨迹选取准则,令  $x_i, \hat{x}_i, \bar{x}$  分别为性能退化观测值、拟合值和平均值,则回归模型残差平方和  $SSE = \sum_{i=0}^{n-1} (x_i - \hat{x}_i)^2$ , 回归平方和  $SSR = \sum_{i=0}^{n-1} (\hat{x}_i - \bar{x})^2$ , 离差平方和  $SST$  为  $SSE$  与  $SSR$  之和:

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{SSR}{SSR + SSE} \quad (5)$$

$R^2$  值反映回归方程中随机误差项对因变量影响程度,  $R^2$  值越大,自变量对因变量影响程度越大,拟合效果也越好,则  $R^2$  值最大的回归方程形态即为最优加速退化轨迹模型。

### 2.2 Bootstrap 自助样本扩充

由于试验成本、测试周期等方面原因,往往难以投入大量样本进行长时间试验,导致样本集  $T_D$  容量偏小(小子样  $n < 30$ ),故须考虑小子样条件下伪失效寿命分布预测准确性问题。

Bootstrap 法为解决小子样可靠性评估问题提供新的思路,该方法能充分利用子样本自身信

$$Y = \sum_{k=0}^{n-1} \alpha_k f_k(x) + \epsilon = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \dots + \alpha_{n-1} X_{n-1} + \epsilon \quad (1)$$

息,无须事先知道总体样本分布,直接从原样本族  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  进行有放回的重复抽样而生成自助大样本  $(x_{j1}^*, x_{j2}^*, \dots, x_{jn}^*) (j=1, 2, \dots, N)$ , 其核心在于再抽样方法的构建。当重复抽样  $N$  足够大时,自助样本可反映出原样本的总体分布及其统计特征。

设样本观测数据  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  服从某未知总体分布  $F, F_n$  为观测数据的经验分布函数,则 Bootstrap 法自助扩充步骤为<sup>[13]</sup>:

①将观测数据  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  按从小到大顺序排列,可到  $X' = (x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}) (x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)})$ , 令  $k=1, 2, \dots, n-1$ , 则由新统计量  $X'$  构造原样本经验分布函数:

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{当 } x \leq x_{(1)} \text{ 时} \\ k/n, & \text{当 } x_k \leq x \leq x_{k+1} \text{ 时} \\ 1, & \text{当 } x \geq x_{(n)} \text{ 时} \end{cases} \quad (6)$$

②利用原样本经验分布  $F_n(x)$  抽取  $N$  组样本  $X^*(j) = (x_{j1}^*, x_{j2}^*, \dots, x_{jn}^*) (j=1, 2, \dots, N)$ , 抽取方法为:a. 产生  $[0, 1]$  区间上均匀分布的随机数  $\xi$ ; b. 令  $\eta = (n-1)\xi, i = [\eta] + 1, [\eta]$  表示对  $\eta$  下取整,  $x^* = x_{(i)} + (\eta - i + 1)(x_{(i+1)} - x_{(i)})$ ,  $x^*$  即为扩充的自助数据;c. 重复上述步骤  $n$  次,得到扩充自助集  $X^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ ; d. 循环步骤 a、b、c, 可得  $N$  组样本  $X^*(j)$ 。

### 2.3 基于 GLD 的光伏组件伪失效寿命分布估算

自助样本扩充能在保持与原样本总体分布特征一致前提下有效增加样本信息量,实现小子样“增量增息”,但总体分布形态仍为未知。当进行光伏组件伪失效寿命分布估算时,会面临难以获取其伪失效寿命先验分布而无法对其分布形态进行预设。提出一种基于 GLD 统示法的光伏组件伪失效寿命分布估算方法,在自助样本扩充基础上利用 GLD 统示法构建光伏组件伪失效寿命分布模型,无须预设先验分布。

若光伏组件伪失效寿命预测值  $T_D$  服从 GLD 即广义  $\lambda$  分布,其分位数函数为  $Q(y)$ ,  $y \in [0, 1]$ , 则  $T_D = Q(y)$  产生一个随机变量:

$$Q(y) = \lambda_1 + [y^{\lambda_3} - (1-y)^{\lambda_4}] / \lambda_2 \quad (0 \leq y \leq 1), \quad (7)$$

其中:  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  为定位参数、尺寸参数,  $\lambda_3$ 、 $\lambda_4$  为形状参数, 则其概率密度函数表达式为:

$$f(x) = \frac{\lambda_2}{\lambda_3 y^{\lambda_3-1} + \lambda_4 (1-y)^{\lambda_4-1}} \quad (x = Q(y)). \quad (8)$$

$$\begin{cases} A = \frac{1}{1+\lambda_3} - \frac{1}{1+\lambda_4} \\ C = \frac{1}{1+3\lambda_3} - \frac{1}{1+3\lambda_4} - 3\beta(1+2\lambda_3, 1+\lambda_4) + 3\beta(1+\lambda_3, 1+2\lambda_4) \\ B = \frac{1}{1+2\lambda_3} + \frac{1}{1+2\lambda_4} - 2\beta(1+\lambda_3, 1+\lambda_4) \\ D = \frac{1}{1+4\lambda_3} + \frac{1}{1+4\lambda_4} - 4\beta(1+3\lambda_3, 1+\lambda_4) + 6\beta(1+2\lambda_3, 1+2\lambda_4) - 4\beta(1+\lambda_3, 1+3\lambda_4) \end{cases} \quad (10)$$

以自助样本  $X^*(j) = (x_{j1}^*, x_{j2}^*, \dots, x_{jn}^*)$  ( $j = 1, 2, \dots, N$ ) 替代原小子样数据  $x_1, x_2, \dots, x_n$  得到相应的自助样本数据四阶矩  $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4$  为:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}_1 &= \bar{X}^* = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ji}}{N}; \\ \hat{\alpha}_2 &= \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^2; \\ \begin{cases} \alpha_1 = \hat{\alpha}_1 \Rightarrow \lambda_1 + A/\lambda_2 = \bar{X}^*; \\ \alpha_2 = \hat{\alpha}_2 \Rightarrow (B - A^2)/\lambda_2^2 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^2; \\ \alpha_3 = \hat{\alpha}_3 \Rightarrow (\lambda_2^3 \sigma^3)^{-1} (C - 3AB + 2A^3) = \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^3 / (N\hat{\sigma}^3); \\ \alpha_4 = \hat{\alpha}_4 \Rightarrow (\lambda_2^4 \sigma^4)^{-1} (D - 4AC + 6A^2B - 3A^4) = \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^4 / (N\hat{\sigma}^4). \end{cases} \quad (12) \end{aligned}$$

与  $\beta$  统示分布类似, 广义  $\lambda$  分布同样具有多态性, 无须预设特定分布形态, 合乎数据真实分布特性; 但 GLD 具有拖尾性, 较  $\beta$  分布更适于寿命分布的直接拟合<sup>[14-15]</sup>。此外, 广义  $\lambda$  分布可用分位数函数进行定义, 而分位数函数为寿命分布函数的反函数, 便于建立与分布函数之间的关系, 适合拟合寿命预测数据。

设  $\mu$  代表均值,  $\sigma^2$  代表方差,  $\gamma_3$  代表偏度,  $\gamma_4$  代表峰度, 则广义  $\lambda$  分布的四阶距  $\alpha_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) 可表示为:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \mu = \lambda_1 + A/\lambda_2; \quad \alpha_2 = \sigma^2 = (B - A^2)/\lambda_2^2; \\ \alpha_3 &= \gamma_3 = (\lambda_2^3 \sigma^3)^{-1} (C - 3AB + 2A^3); \\ \alpha_4 &= \gamma_4 = (\lambda_2^4 \sigma^4)^{-1} (D - 4AC + 6A^2B - 3A^4). \end{aligned} \quad (9)$$

设  $\beta(\lambda_3 + 1, \lambda_4 + 1) = \int_0^1 x^{\lambda_3} (1-x)^{\lambda_4} dx$ ,  $A$ 、 $B$ 、 $C$ 、 $D$  的表达式分别为:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}_3 &= \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^3 / (N\hat{\sigma}^3); \\ \hat{\alpha}_4 &= \sum_{j=1}^N (X^*(j) - \bar{X}^*)^4 / (N\hat{\sigma}^4). \end{aligned} \quad (11)$$

利用四阶距方程  $\alpha_i = \hat{\alpha}_i$  ( $i = 1, 2, 3, 4$ ), 可得:

可以看出,方程中  $\alpha_3 = \hat{\alpha}_3, \alpha_4 = \hat{\alpha}_4$  的广义  $\lambda$  分布偏度  $\alpha_3$ 、峰度  $\alpha_4$  仅是  $\lambda_3, \lambda_4$  函数,故可通过样本数据的偏度  $\hat{\alpha}_3$ 、峰度  $\hat{\alpha}_4$  估算广义  $\lambda$  分布的形状参数  $\lambda_3, \lambda_4$ , 即:

$$\alpha_k = \hat{\alpha}_k (k=3,4). \quad (13)$$

上述公式直接求解过于复杂,难以直接求得精确解。选用数值法<sup>[15]</sup>,用数值解来代替精确解:①通过式(6)计算出数据的  $\hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4$ ;②利用文献[15]中广义  $\lambda$  分布搜索初值表确定初始的  $\lambda_3 = \lambda_3^*, \lambda_4 = \lambda_4^*$ ;③在初始点附近搜索  $\lambda_3, \lambda_4$ , 使  $\max(|\hat{\alpha}_3 - \alpha_3|, |\hat{\alpha}_4 - \alpha_4|) < \epsilon, \epsilon$  为设定搜索停止的精确度;④将求得的  $\lambda_3, \lambda_4$  代入式(5)可求出  $\lambda_1, \lambda_2$ 。

最后将求得参数  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$  代入式(7)、(8)可得到 GLD 分位数函数及其概率密度函数表达式。

### 3 应用实例

为验证方法的有效性,向某光伏制造商定制了一批 18 W 小功率 Mono-Si 单晶硅光伏组件,每块组件由 4 片电池片连接封装而成,表 1 所示为试验用 Mono-Si 单晶硅组件样品典型规格参数。

表 1 Mono-Si 单晶硅组件样品典型规格参数

Tab. 1 Mono-Si PV modules typical parameters

规格参数	Size	$P_{mpp}$	$I_{mpp}$	$V_{mpp}$	$I_{sc}$	$V_{oc}$	FF 因子
Mono-Si	410×350	17.148	8.662	1.981	9.214	2.568	71.740
单晶硅	×5.5 mm						



(a) ATLAS SEC2100 试验箱  
(a) ATLAS SEC2100 chamber



(b) 老化试验样品接线图  
(b) Sample wiring of aging test



(c) Halm-cetisPV 测试系统  
(c) Halm-cetisPV



(d) STC 输出功率测试图  
(d) STC output power test

图 2 光伏组件加速退化试验系统及样品测试图

Fig. 2 PV module accelerated degradation test

加速退化试验系统由全光谱耐候性老化试验箱 ATLAS SEC2100、光伏组件模拟器测试系统 halm-cetisPV 组成。图 2 所示为试验设备及样品接线图。

Mono-Si 单晶硅组件分为 5 块/组进行加速退化试验,每组样品试验时间为 1 000 h,每隔 100 h 取出放入光伏组件模拟器测试系统依据 IEC61215-2005 进行 STC 下输出功率  $P_d$  测试<sup>[16]</sup>。各组试验加速应力参数设置及试验顺序如表 2 所示。

表 2 各组试验加速应力参数设置及试验顺序

Tab. 2 Each group sample test parameters and sequence

试验序号	温度 $T/^\circ\text{C}$	湿度 $H/\%$	光辐射 $R_a(\text{W}/\text{m}^2)$
①	85	85	1 000
②	75	75	1 000
③	65	65	1 000
④	55	55	1 000

表 3 所示为 Mono-Si 单晶硅组件输出功率  $P_d$  加速退化试验数据结果。首先利用表 3 加速退化数据进行线性回归拟合并优选最佳退化轨迹,曲线拟合及优选预测结果如表 4 所示。

表 3 Mono-Si 单晶硅组件输出功率  $P_d$  加速退化试验数据  
Tab. 3 Mono-Si PV modules accelerated degradation test of output power  $P_d$  (W)

试验序号	测试点/100 h											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
①	1	16.86	16.58	16.09	15.93	15.86	15.47	15.44	14.90	14.52	14.39	14.11
	2	16.79	16.45	16.05	15.91	15.83	15.44	15.20	15.07	14.95	14.74	14.62
	3	16.75	16.34	15.83	15.80	15.74	15.32	15.05	14.89	14.71	14.35	14.03
	4	16.97	16.35	16.18	15.99	16.09	15.72	15.84	15.34	15.11	14.43	14.16
	5	16.47	16.26	16.02	15.80	15.39	15.31	15.02	14.83	14.51	14.25	13.98
②	1	17.04	16.91	16.74	16.61	16.49	16.38	16.31	16.25	16.20	16.16	16.11
	2	16.52	16.40	16.28	16.13	16.04	15.89	15.72	15.68	15.61	15.54	15.47
	3	16.82	16.71	16.60	16.48	16.39	16.21	16.15	16.03	15.92	15.81	15.73
	4	16.75	16.61	16.49	16.37	16.25	16.11	16.04	15.96	15.84	15.77	15.68
	5	16.86	16.72	16.63	16.55	16.43	16.32	16.20	16.12	16.05	15.93	15.85
③	1	16.89	16.51	16.32	16.09	15.90	15.79	15.58	15.43	15.27	15.15	15.04
	2	17.02	16.69	16.45	16.23	16.05	15.89	15.67	15.54	15.39	15.26	15.13
	3	17.01	16.46	16.12	15.81	15.54	15.46	15.39	15.31	15.25	15.21	15.17
	4	16.58	16.25	15.89	15.74	15.52	15.33	15.17	15.03	14.84	14.74	14.61
	5	16.88	16.53	16.37	16.07	15.88	15.65	15.41	15.25	15.11	14.93	14.78
④	1	16.94	16.25	16.09	15.97	15.85	15.81	15.69	15.66	15.60	15.56	15.52
	2	16.75	16.51	16.08	15.75	15.57	15.36	15.29	15.18	15.12	15.03	14.96
	3	17.08	16.89	16.51	16.21	16.06	15.94	15.86	15.78	15.70	15.68	15.62
	4	17.13	16.96	16.81	16.69	16.52	16.37	16.23	15.97	15.87	15.72	15.65
	5	16.91	16.69	16.28	15.99	15.74	15.57	15.40	15.34	15.28	15.21	15.16

表 4 光伏组件最优退化轨迹模型及伪失效寿命预测  
Tab. 4 PV module accelerated degradation trajectory and pseudo-failure Lifetime

试验序号 及样品组	①					②				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
最优退化轨迹	指数函数	抛物线函数	指数函数	指数函数	抛物线函数	抛物线函数	抛物线函数	指数函数	抛物线函数	指数函数
SSE	0.143 9	0.045 1	0.134 2	0.388 1	0.145 7	0.001 4	0.007 3	0.003 2	0.001 5	0.002 7
R <sup>2</sup> 系数	0.972 4	0.986 0	0.970 7	0.918 0	0.979 7	0.998 5	0.994 4	0.997 6	0.998 8	0.997 6
伪失效寿命/h	1 786	2 234	1 858	1 916	1 763	4 875	4 609	4 985	4 238	4 794
试验序号 及样品组	③					④				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
最优退化轨迹	指数函数	指数函数	幂函数	指数函数	幂函数	幂函数	幂函数	指数函数	幂函数	幂函数
SSE	0.067 1	0.034 1	0.106 5	0.018 9	0.219 9	0.203 7	0.305 2	0.031 4	0.212 6	0.282 6
R <sup>2</sup> 系数	0.983 1	0.990 5	0.986 9	0.995 2	0.977 9	0.982 8	0.970 4	0.989 0	0.980 2	0.975 2
伪失效寿命/h	10 475	11 284	10 982	12 580	10 697	21 568	20 450	22 875	23 883	20 896

可以看出,由于样本伪失效寿命估测集  $T_D$  容量偏小(小子样  $n < 30$ ),直接按伪失效寿命法进

行寿命分布拟合会带来较大误差,需在保持与原样本总体分布特征一致前提下有效增加样本信息

量,实现小子样的“增量增息”。以试验序号①样本组为例,由于样本伪失效寿命估测集  $T_D = \{x_1, x_2, \dots, x_n\} (n=5)$  为小子样,应用 Bootstrap 自助法对小子样进行扩充,重复抽样  $m=100$ ,扩充后自助样本矩阵  $\mathbf{X}_{mi}$ :

$$\mathbf{X}_{mi} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{m1} & x_{m2} & \dots & x_{mn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1786 & 2234 & 1858 & 1916 & 1763 \\ 1784 & 2124 & 1844 & 1867 & 1771 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1912 & 2068 & 1770 & 1948 & 1776 \end{bmatrix}$$

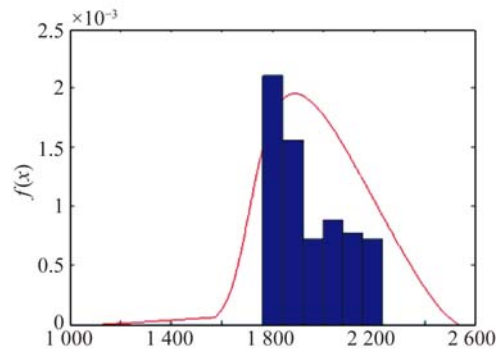
以自助样本  $\mathbf{X}_{mi} = (x_{m1}, x_{m2}, \dots, x_{mi}) (m=1, 2, \dots, 100)$  替代原小子样数据  $T_D$  得到相应的自助样本数据四阶矩:均值  $\hat{\alpha}_1$ 、方差  $\hat{\alpha}_2$ 、偏度  $\hat{\alpha}_3$  和峰度  $\hat{\alpha}_4$  代入式(12),应用数值法求解,其中搜索初始值  $\lambda_3^* = 0.0333, \lambda_4^* = 0.6252$ ,可求得样本组①对应的  $\lambda$  分布各参数值  $\lambda_1 = 1620.3, \lambda_2 = 0.0014, \lambda_3 = 0.0688, \lambda_4 = 0.4153$ 。

$$\begin{cases} \hat{\alpha}_1 = \bar{X}^* = \frac{\sum_{j=1}^m \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ji}}{m} = 1881.1 \\ \hat{\alpha}_2 = \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (X^*(j) - \bar{X}^*)^2 = 1107 \\ \hat{\alpha}_3 = \frac{\sum_{j=1}^m (X^*(j) - \bar{X}^*)^3}{(m\hat{\sigma}^3)} = 0.526 \\ \hat{\alpha}_4 = \frac{\sum_{j=1}^m (X^*(j) - \bar{X}^*)^4}{(m\hat{\sigma}^4)} = 2.109 \end{cases}$$

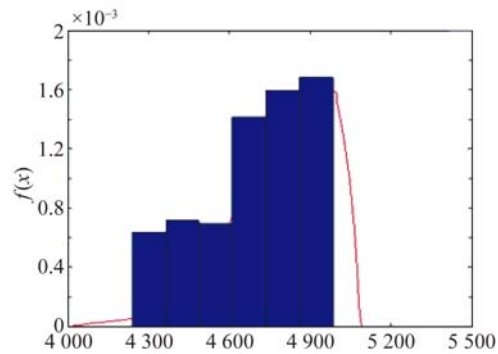
同理,可求得表5其它各样本组  $\lambda$  分布参数,将各组  $\lambda$  分布参数代入式(4)可得概率密度函数  $f(x)$ ,见图3光伏组件伪失效寿命  $\lambda$  分布概率密度函数。

表5 光伏组件各样本组伪失效寿命  $\lambda$  分布参数  
Tab.5  $\lambda$  distributed parameter of PV modules

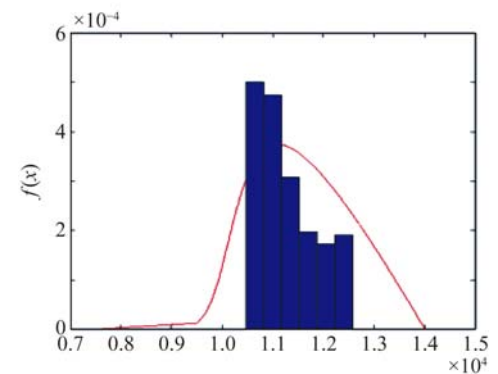
试验序号	GLD分布参数 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$
①	$\lambda_1 = 1620.3, \lambda_2 = 0.0014, \lambda_3 = 0.0688, \lambda_4 = 0.4153$
②	$\lambda_1 = 4536.9, \lambda_2 = 0.0016, \lambda_3 = 0.0887, \lambda_4 = 0.5357$
③	$\lambda_1 = 9888.1, \lambda_2 = 0.0003, \lambda_3 = 0.0712, \lambda_4 = 0.4917$
④	$\lambda_1 = 19057.6, \lambda_2 = 0.0002, \lambda_3 = 0.0777, \lambda_4 = 0.9690$



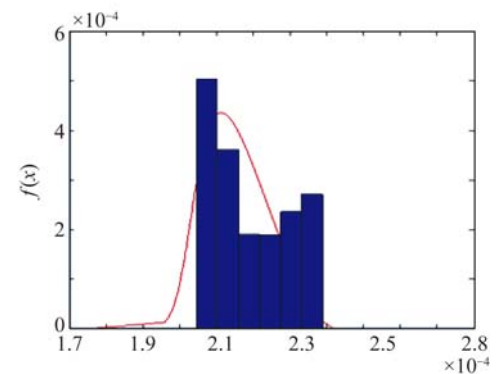
(a) 试验序号①  
(a) Testsequence①



(b) 试验序号②  
(b) Testsequence②



(c) 试验序号③  
(c) Testsequence③



(d) 试验序号④  
(d) Testsequence④

图3 光伏组件伪失效寿命  $\lambda$  分布概率密度函数  
Fig.3 Probability density function of PV module  $\lambda$  distribution on pseudo-failure life

为验证光伏组件伪失效寿命分布估算的准确度,课题组在样本组①完成预定 1 000 h 加速退化试验后继续以原条件进行加速退化,直至达到预定失效条件:输出功率  $P_d \leq 80\% \times P_0$  ( $P_0$  为初始功率值),可得该样本组失效寿命和可靠度统计结果,并与本文方法求得结果进行对比,其结果如图 4 所示。

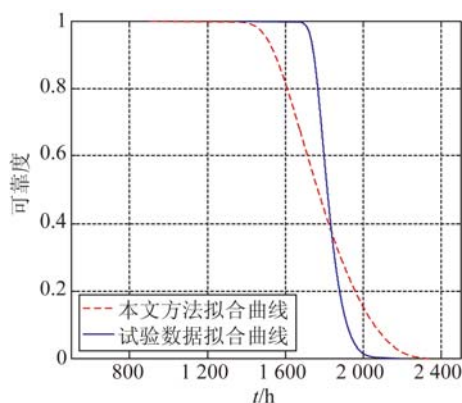


图 4 光伏组件可靠度拟合曲线对比图

Fig. 4 Comparison of PV modules reliability fitting curves

可以看出,采用上述方法估算的伪失效寿命分布及其可靠度函数与试验数据统计结果拟合曲线贴合度较好,分析该方法估算结果与试验数据

曲线绝对误差、相对误差,除可靠度值边界处外,估算伪失效寿命可靠度与试验数据拟合曲线绝对误差基本在  $\pm 300$  h 内,相对误差不超过  $\pm 15\%$ ,满足工程预测精度需求<sup>[17]</sup>。

## 4 结 论

本文针对光伏组件产品加速退化条件下可靠度评估,提出一种基于 GLD 的光伏组件伪失效寿命分布估算方法,利用  $R^2$  系数优选最佳加速退化轨迹,得到样本组伪失效寿命值;并应用 Bootstrap 法产生自助样本扩充样本群,改善小子样下分布估算准确性问题;基于广义  $\lambda$  分布构建样本组伪失效寿命分布模型,无需预设先验分布,真实反映不同加速条件下光伏组件伪失效寿命分布形态,最后通过 18 W 单晶硅光伏组件加速退化应用实例,估算光伏组件加速退化条件下伪失效寿命分布和可靠度。结果表明:在加速退化条件下,利用本文方法得到伪失效寿命分布及其可靠度与试验数据拟合结果贴合度较好,拟合曲线绝对误差基本在  $\pm 300$  h 内,相对误差不超过  $\pm 15\%$ ,可满足工程预测精度需求。

## 参考文献:

- [1] 晁代宏,马静,陈淑英. 应用多元性能退化量评估光纤陀螺贮存的可可靠性[J]. 光学精密工程, 2011(1):35-39.
- CHAO D H, MA J, CHEN SH Y. Assessment of storage reliability for FOGs by multivariate degradation data [J]. *Opt. Precision Eng.*, 2011(1): 35-39. (in Chinese)
- [2] 余荣斌,刘桂雄,徐欢. 基于  $\beta$  分布统示法的光伏组件性能退化可靠度估算[J]. 仪器仪表学报, 2015, 11:2586-2593.
- YU R B, LIU G X, XU H.  $\beta$ -distribution uniform expression for photovoltaic modules reliability evaluation based on degradation data distribution [J]. *Chinese Journal of Scientific Instrument*, 2015, 11: 2586-2593. (in Chinese)
- [3] 刘桂雄,何建林,余荣斌. 光伏组件可靠性评估的研究现状与思考[J]. 现代制造工程, 2014(12): 123-126.

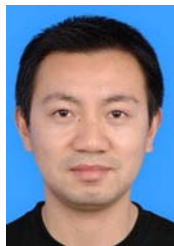
- LIU G X, HE J L, YU R B. Research status and ponderation of reliability evaluating methods on PV modules [J]. *Modern Manufacturing Engineering*, 2014(12):123-126. (in Chinese)
- [4] CHEN Z H, ZHENG SH R. Lifetime distribution based degradation analysis [J]. *IEEE Transactions on Reliability*, 2005, 54(1):3-10.
- [5] NELSON W B. *Accelerated Testing: Statistical Models, Test Plans, and Data Analysis* [M]. New York: John Wiley & Sons, 2009:493-544.
- [6] LU J C, MEEKER W Q. Using degradation measures to estimate a time-to-failure distribution [J]. *Technometrics*, 1993, 35(2): 161-174.
- [7] 肖承地,刘春军,刘卫东,等. 基于加速性能退化的 LED 灯具可靠性评估[J]. 发光学报, 2014(9): 1143-1150.
- XIAO CH D, LIU CH J, LIU W D, et al.. Reliability assessment of led lamp based on acceleration degradation test [J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2014(9):1143-1150. (in Chinese)
- [8] LEE T H, PARK K Y. Degradation analysis of an-

- ode-supported intermediate temperature-solid oxide fuel cells under various failure modes [J]. *Journal of Power Sources*, 2015,276(1): 120-132.
- [9] 邓爱民,陈循,张春华,等. 基于性能退化数据的可靠性评估[J]. 宇航学报,2006(3):546-552.  
DENG A M, CHEN X,ZHANG CH H, *et al.*. Reliability assessment based on performance degradation data [J]. *Journal of Astronautics*, 2006(3): 546-552. (in Chinese)
- [10] 郭伟玲,樊星,崔德胜,等. 一种基于伪失效寿命的LED可靠性快速评价方法[J]. 发光学报, 2013(2):213-217.  
GUO W L,FAN X, CUI D SH, *et al.*. Rapid reliability evaluation method of LED based on pseudo-failure lifetime [J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2013(2):213-217. (in Chinese)
- [11] 柳爱利,寇方勇,寇昆湖. 基于伪寿命分布的退化数据可靠性评估方法[J]. 火力与指挥控制, 2014(8): 102-105.  
LIU A L, KOU F Y, KOU K H. Study on Reliability assessment of degradation date based on pseudo life distribution [J]. *Fire Control & Command Control*, 2014(8): 102-105. (in Chinese)
- [12] ALLEN F Z, DAVID P D. Photovoltaic module weather durability & reliability testing [J]. *Solar Energy Competence Center, Atlas Material Testing Technology LLC*,2012.
- [13] 高攀东,沈雪瑾,陈晓阳,等. 基于自助法的小样本Weibull分布可靠性分析[J]. 机械设计与研究, 2015,02:164-167.  
GAO P D, SHEN X J, CHEN X Y, *et al.*. Reliability analysis under weibull distribution in small samples based on bootstrap [J]. *Machine Design and Research*, 2015,02:164-167. (in Chinese)
- [14] 姜焰鸣,刘桂雄. 形状误差粒子群算法智能评定的 $\beta$ 分布统示法[J]. 华南理工大学学报(自然科学版),2012, 12:30-34+40.  
JIANG Y M, LIU G X.  $\beta$ -distribution uniform expression for intelligent form error evaluation based on particle swarm optimization algorithm [J]. *Journal of South China University of Technology (Natural Science Edition)*, 2012, 12: 30-34 + 40. (in Chinese)
- [15] ZAVEN A, KARIAN. *Fitting Statistical Distributions: The Generalized Lambda Distribution and Generalized Bootstrap Methods* [M]. USA: CRC Press, 2000.
- [16] CEI/IEC 61215, Crystalline silicon terrestrial photovoltaic (PV) modules-Design qualification and type approval [S]. Geneva, Switzerland: IEC, 2005.
- [17] 张慰,李晓阳,姜同敏,等. 基于BP神经网络的多应力加速寿命试验预测方法[J]. 航空学报,2009(9):1691-1696  
ZHANG W, LI X Y, JIANG T M, *et al.*. Life-prediction of multi-stress accelerated life testing based on BP algorithm of artificial neural network [J]. *Acta aeronautica ET Astronautica Sinica*, 2009(9):1691-1696. (in Chinese)

#### 导师简介:



刘桂雄(1968—),男,广东揭阳人,教授,1990年、1995年于重庆大学分别获得学士、博士学位,主要研究方向为测试计量技术及仪器。E-mail:megxliu@scut.edu.cn



余荣斌(1977—),男,江西景德镇人,博士研究生,高级工程师,1999年、2002年于华南师范大学分别获得学士、硕士学位,主要研究方向为产品可靠性检测。E-mail:robinyu@qq.com

(本栏目编辑:曹金)

(版权所有 未经许可 不得转载)