DOI: 10.19783/j.cnki.pspc.180845

# 基于随机截尾数据及极大似然估计的继电保护可靠性分布

王文焕，杨国生，周泽昕，詹荣荣，张 烈，郭 鹏，康逸群

（中国电力科学研究院有限公司，北京 100192）

**摘要：**保护装置缺陷严重影响装置运行可靠性。装置缺陷分布是评估装置可靠性的重要依据。受制于装置运行时间长，缺陷发生率低，无法获取完整的缺陷数据，缺陷数据存在随机截尾特征。采用极大似然估计法，基于两参数的威布尔分布模型，实现对继电保护装置缺陷分布的参数估计。基于保护装置的电源模块、CPU 模块、交流采样模块及液晶显示模块存在独立分布的假设，建立装置整体缺陷分布的联合分布模型，实现对装置各模块及整体缺陷概率分布模型的参数估计。所提出的方法能够有效指导装置缺陷分布分析，并指导装置检修。

**关键词：**继电保护；装置缺陷；威布尔分布；极大似然估计；随机截尾数据

## Reliability distribution of relay protection based on random truncation data and maximum likelihood estimation

WANG Wenhuan, YANG Guosheng, ZHOU Zexin, ZHAN Rongrong, ZHANG Lie, GUO Peng, KANG Yiqun

(China Electric Power Research Institute, Beijing 100192, China)

**Abstract:** Defects of protective device seriously affect its operation reliability. Device defect distribution is an important basis for evaluating device reliability. Due to the long running time of the device, the defect occurrence rate is low, it is unable to obtain complete defect data, and the defect data has a random truncation feature. The maximum likelihood estimation method is used, and the distributed parameter estimation of protection devices is realized based on Weibull distribution model with two parameters. Based on the assumption that the power module, CPU module, AC sampling module and LCD module of the protection device have independent distribution characteristics, it builds joint distribution model, which realizes the parameter estimation of each module and the overall defect probability distribution model. The proposed method can effectively guide the device defect distribution analysis and the device maintenance.

This work is supported by Science and Technology Project of State Grid Corporation of China: Relay Protection Device and Running Assistant Decision-making Technique (No. JBB17201600239).

**Key words:** relay protection; device defect; Weibull distribution; maximum likelihood estimation; random truncation data

## 0 引言

可靠性是指一个元件、设备或系统在预定时间内、规定的条件下完成规定功能的能力[1]。对于继电保护而言，“规定功能”大致有两个方面：一是当被保护对象发生故障时保护系统要动作于跳闸，以隔离故障设备；二是当被保护对象处于异常运行状态时，保护系统能发告警信号。保护设备良好的运行状态是确保保护正确动作的必要条件，但保护缺陷的发生会导致保护拒动、误动的发生，从而影响电网的安全稳定性。保护缺陷一般包括保护装置本体缺陷、二次回路缺陷、通信链路缺陷、定值整定错误等。继电保护缺陷发生模式主要分类如下：1) 人为因素导致的保护缺陷，主要包括由于维护不良、误操作、误碰、误接线、误整定、接线设计不合理、未执行反事故措施等因素导致的保护缺陷；2) 保护装置本体及相关设备故障导致的保护缺陷，主要包括元器件故障、电源损坏、通信通道问题等引起的缺陷。3) 其他原因导致的缺陷，如接触不良、二次回路故障等。截至 2015 年底，国家电网公司 220 kV 及以上电压等级系统继电保护装置共有 151 405 台[2]，随着设备运行年限的增加，保护装置本体组件老化、运维不良等导致的缺陷逐步突出。

基金项目：国家电网公司科技项目资助(JBB17201600239)“继电保护设备与运行辅助决策技术研究”

目前对缺陷数据的记录主要包括缺陷发生时间、缺陷部位、缺陷原因、缺陷严重程度、缺陷处理情况等。由于保护装置运行年限长，存在有些装置自投运到退出运行均未发生缺陷或者自投运到观测期未发生缺陷，对缺陷数据的记录具有右截尾试验特性。文献[3]应用最小二乘法估计二参数威布尔分布的参数，进一步得到基于缺陷信息的可靠度函数及失效率函数等并进行了相关分析，但将缺陷数据按全试验数据考虑，未考虑总体装置样本情况，不符合实际的截尾数据特征。文献[4]运用可靠性框图法构建智能变电站继电保护系统完备的可靠性评估模型并进行定量分析。文献[5]利用最小二乘法及平均秩次法估算继电保护装置寿命的分布函数。但由于保护装置缺陷失效为小概率事件，且无法对所有样本进行观测，失效数据具有右截尾特性。保护装置由电源模块、CPU模块、交流采样模块、液晶显示模块等不同的硬件模块构成，各模块之间具有相对独立性，且失效模型存在差异，不同模块的失效事件为独立分布。本文基于装置不同模块失效事件独立分布的观点建立装置整体失效模型，并采用两参数威布尔分布模型分析装置可靠性，使用最大似然估计算法，实现基于定时右截尾失效数据的模型参数估计。建立各模块的失效模型，分析不同模块失效特点，完成整体失效模型分析。

## 1 失效模型分析

威布尔分布是瑞典科学家 Weibull 在研究材料强度等问题时提出的数学模型，因其具有一系列优势而在可靠性理论中广泛应用[6]。威布尔分布包含三参数和两参数模型，其中，两参数威布尔分布的失效分布函数 $F(t)$[7-8]为

$$F(t)=1-\exp[-(\frac{t}{\eta})^{\beta}] \tag{1}$$

分布密度函数 $f(t)$ 为

$$f(t)=\frac{mt^{\beta-1}}{\eta^{\beta}}\exp[-(\frac{t}{\eta})^{\beta}] \tag{2}$$

可靠度函数 $R(t)$ 为

$$R(t)=1-F(t)=\exp([-(\frac{t}{\eta})^{\beta}]) \tag{3}$$

失效率函数 $\lambda(t)$ 为

$$\lambda(t)=\frac{\beta t^{\beta-1}}{\eta^{\beta}} \tag{4}$$

式中：$t$ 为时间；$\beta$ 为形状参数，根据形状参数的数值大小可以区分产品不同的失效类型，当 $\beta<1$ 时，失效率 $\lambda(t)$ 随时间的变化呈递减分布，如新增保护设备的早期失效可能符合这种规律，当 $\beta=1$ 时，失效率为常数，设备运行在偶然失效期，可能由各种偶然因素造成，当 $\beta>1$ 时，失效率呈递增分布，设备运行在耗损失效期，如由元器件、零部件的老化、疲劳、损耗引起；$\eta$ 为尺度参数，起到放大或缩小坐标尺度的作用。

## 2 随机截尾数据下的威布尔(Weibull)分布

### 2.1 截尾数据类型

在研究设备可靠性时，设备的失效时间为一个随机变量，它的分布称为寿命分布。为了获得设备的寿命分布，一般采用寿命试验，进而分析设备的寿命分布。对于寿命较长、失效率较低的设备，因无法获取所有样本的失效数据，一般采用截尾试验。截尾试验常用有以下几种[9]。

(1) 定时截尾试验

假设随机抽取的 $n$ 个产品在时间 $t$=0 时同时投入试验，试验进行到规定的截尾时间 $t_0$ 停止。如果试验截止时共有 $m$ 个产品失效，它们的失效时间分别为

$$0\le t_1\le t_2\le t_3\le t_4\le\cdots\le t_m\le t_0 \tag{5}$$

式中：$m$ 是一个随机变量；所得的样本 $t_1,t_2,\cdots,t_m$ 为定时截尾样本。

(2) 定数截尾试验

假设将随机抽取的 $n$ 个产品在时间 $t=0$ 时同时投入试验，试验进行到有 $m$ 个( $m$ 是事先规定的，$m<n$ )产品失效时停止。 $m$ 个产品的失效时间分别为

$$0\le t_1\le t_2\le t_3\le t_4\le\cdots\le t_m \tag{6}$$

式中：$t_m$ 是第 $m$ 个产品失效时间，$t_m$ 是随机变量；所得的样本 $t_1,t_2,t_3,t_4,\cdots,t_m$ 称为定数截尾样本。

(3) 随机截尾试验

不是根据事先指定的时间或者失效数来决定停止试验。参与试验的部分产品由于某种原因还没失效就退出试验，这样得到的即为随机截尾数据。

保护装置由于投运日期不同，对投运日期做归一化处理后，获得的保护装置失效数据符合随机截尾试验。本文采用随机截尾试验数据及极大似然估计方法求取保护装置 Weibull 分布参数的最大似然估计值。

随机选取某一型号保护装置作为样本，样本数量为 $n$，并将装置投运日期归一化为 $t=0$，采用定时截尾试验方法获取失效保护装置的数量 $m$ 及失效时间。将保护装置在实际运行过程中缺陷发生的时间定义为装置失效时间，另外未发生缺陷的 $n-m$ 台装置运行时间被右截尾。

本文选取两种不同型号的保护装置(A 型、B 型)作为样本，将缺陷数据作为定时截尾数据，分析装置的可靠性。选取保护装置最重要的电源模块、CPU 模块、采样模块、液晶显示模块的缺陷数据作为失效数据进行分析，并假设四类模块的缺陷分布具有相互独立性。四类模块的缺陷分布模型均选用双参数 Weibull 分布，累计分布函数分别为 $F_1(t)$、$F_2(t)$、$F_3(t)$、$F_4(t)$，概率密度函数为 $f_1(t)$、$f_2(t)$、$f_3(t)$、$f_4(t)$。

$$F_i(t)=1-\exp[-(\frac{t}{\eta_i})^{\beta_i}] \tag{7}$$

$$f_i(t)=\frac{m_1 t^{\beta_i-1}}{\eta_i^{\beta_i}}\exp[-(\frac{t}{\eta_i})^{\beta_i}] \tag{8}$$

式(7)、式(8)中，$i=1,2,3,4$ 分别代表电源模块、CPU 模块、交流采样模块、液晶显示模块。保护装置整体缺陷的分布为四类模块分布的联合分布，累计分布函数为 $F(t)$，概率密度函数为 $f(t)$，且装置整体分布为 $T=\min\{T_1,T_2,T_3,T_4\}$ 的分布，$T_1$、$T_2$、$T_3$、$T_4$ 分别为四类模块的随机变量。保护装置总体的联合分布为

$$F(t)=1-[1-F_1(t)][1-F_2(t)][1-F_3(t)][1-F_4(t)] \tag{9}$$

### 2.2 随机截尾情形下 Weibull 分布的极大似然估计

参数的极大似然估计是英国统计学家 Fisher R.A. 为改进矩法和最小二乘法于 1912 年提出的。样本的似然函数为

$$L(\theta)=L(x_1,x_2,\cdots,x_n;\theta)=\prod_{i=1}^{n}f(x_i;\theta) \tag{10}$$

式中：$x_1,x_2,\cdots,x_n$ 为样本的采样值；$f(x,\theta)$ 为总体的概率密度函数；$\theta$ 为概率密度函数中的待求参数。使式(10)取最大值的 $\hat{\theta}(x_1,x_2,\cdots,x_n)$ 为 $\theta$ 的最大似然估计。在随机截尾试验下，假设总体样本为 $n$，试验数据中共有 $r$ 个失效数据，失效时间分别为 $t_i$，$i=1,2,\cdots,r$；$c_i$ 为未失效样本的截尾时间，$i=1,2,\cdots,k$，即样本的观测时间或者截尾时间，且 $n=r+k$。基于随机截尾数据可得样本的似然函数为

$$L(\theta;t,c)=\prod_{i=1}^{r}f(t_i,\theta)\cdot\prod_{j=1}^{k}f(c_j,\theta) \tag{11}$$

式中，$f(t,\theta)$ 为样本的总体概率密度函数。

服从二参数 Weibull 分布的似然函数为

$$L(\beta,\eta)=\prod_{i=1}^{r}[\frac{\beta}{\eta}\left(\frac{t_i}{\eta}\right)^{\beta-1}\mathrm{e}^{-(\frac{t_i}{\eta})^{\beta}}]\cdot\prod_{j=1}^{k}[\frac{\mathrm{e}^{-(\frac{c_j}{\eta})^{\beta}}}{\eta\cdot\Gamma(1+\frac{1}{\beta})}] \tag{12}$$

形状参数 $\beta$ 和尺度参数 $\eta$ 的极大似然估计通过对似然函数取极值，并解下列方程得到[10-16]。

$$\frac{\partial\ln L(\beta,\eta)}{\partial\beta}=0\text{ 和 }\frac{\partial\ln L(\beta,\eta)}{\partial\eta}=0 \tag{13}$$

即有

$$\frac{r}{\beta}-r\cdot\ln\eta+\sum_{i=1}^{r}\ln t_i-\sum_{i=1}^{r}(\frac{t_i}{\eta})^{\beta}\cdot\ln(\frac{t_i}{\eta})-$$

$$\sum_{j=1}^{k}(\frac{c_j}{\eta})^{\beta}\cdot\ln(\frac{t_j}{\eta})-\frac{k}{\Gamma(1+\frac{1}{\beta})}\cdot\frac{\mathrm{d}\Gamma(1+\frac{1}{\beta})}{\mathrm{d}\beta}=0$$

和

$$-\frac{r\cdot\beta}{\eta}+\frac{\beta}{\eta^{\beta+1}}\cdot(\sum_{i=1}^{r}t_i^{\beta}+\sum_{j=1}^{k}c_j^{\beta})-\frac{k}{\eta}=0 \tag{14}$$

式(14)为超越方程，需要使用数值计算完成方程求解。

## 3　基于随机截尾数据的保护可靠性评估

基于国网公司近 15 年的保护运行情况，选取两种型号保护设备，分别为型号 A 和型号 B，型号 A 装置总台数为 3 265 台，电源模块缺陷发生 31 次，CPU 模块缺陷发生 65 次，交流采样模块缺陷发生 91 次，液晶显示模块缺陷发生 17 次，共计 204 次。型号 B 装置总台数为 4 143 台，电源模块缺陷发生 51 次，CPU 模块缺陷发生 32 次，交流采样模块缺陷发生 45 次，液晶显示模块缺陷发生 19 次，共计 147 次。以装置投运至缺陷发生的时间 $T$ 为随机变量分析装置的可靠性，若装置自投运无缺陷发生，则视为截尾数据。根据式(14)，并使用数值计算方法，分析型号 A 和型号 B 的电源模块、CPU 模块、交流采样模块以及液晶显示模块的 Weibull 分布，并基于式(9)分析保护装置的可靠性分布。

表 1 为 A 型号装置电源模块部分缺陷数据及截尾数据，由于数据量庞大，本文不附全部数据。

根据式(11)—式(14)的推导，以 A 型保护装置的电源模块为例，式(14)中 $n=3265$、$r=31$、$k=3234$，$t_i$ 为表 1 中已发生电源模块缺陷的无故障运行月数($t_1=31.5$, $t_2=26.3$, $t_3=100.8$, $\cdots$)，$c_j$ 为未发生电源模块缺陷的装置运行月数($c_1=112.1$, $c_2=113.5$, $c_3=87.8$, $\cdots$)，因式(14)为超越方程，使用 Matlab 的数值计算求解参数 $\beta$、$\eta$，进而获得式(15)，A 型号的其他模块及 B 型号的各模块均采用此方法获取对应模块的 Weibull 概率分布[17-21]。

表 1 A 型号装置电源模块部分缺陷数据及截尾数据

Table 1 Defect data and truncation data of power module of A type

| 序号 | 装置投运日期 | 缺陷发生日期 | 电源无故障运行月数 (随机变量 $T$) |
|---|---|---|---|
| 1 | 2009/9/3 | 2012/4/22 | 31.5 |
| 2 | 2011/1/25 | 2013/4/5 | 26.3 |
| 3 | 2006/12/20 | 2015/5/20 | 100.8 |
| 4 | 2008/1/1 | 2013/2/22 | 61.6 |
| 5 | 2009/1/1 | 2013/6/4 | 53 |
| 6 | 2008/9/24 | 2015/1/27 | 75.9 |
| 7 | 2007/11/8 | 2015/4/18 | 89.1 |
| 8 | 2009/7/30 | 2015/9/22 | 73.6 |
| 9 | 2008/8/22 | 截止统计结束，装置未发生缺陷，为随机截尾数据 | 112.1 |
| 10 | 2008/7/9 | | 113.5 |
| 11 | 2010/8/31 | | 87.8 |
| 12 | 2008/12/1 | | 108.8 |
| 13 | 2011/1/19 | | 83.2 |
| 14 | 2008/7/28 | | 112.9 |
| 15 | 2009/9/3 | | 99.7 |
| 16 | | | |

图 1 为 A 型保护装置电源模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(15)为概率密度分布，$\beta=1.99$、$\eta=1269.5$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.99,1269.5) \tag{15}$$

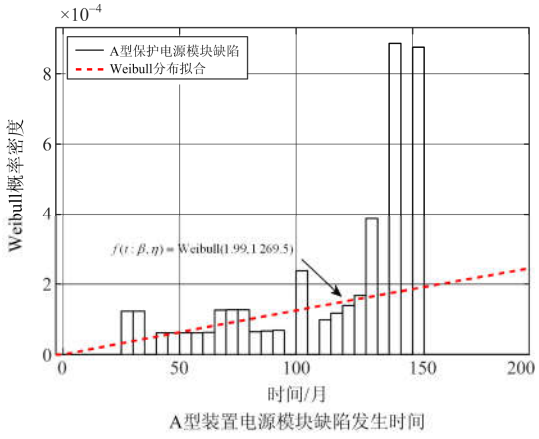



图 1 A 型装置电源模块概率密度分布

Fig. 1 Power module probability density of A type

图 2 为 A 型保护装置 CPU 模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(16)为概率密度分布，$\beta=1.64$、$\eta=1507.6$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.64,1507.6) \tag{16}$$

图 3 为 A 型保护装置交流采样模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(17)为概率密度分布，$\beta=1.6$、$\eta=1149.2$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.6,1149.2) \tag{17}$$

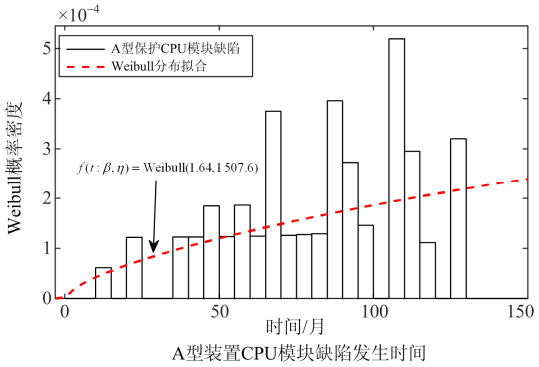



图 2 A 型装置 CPU 模块概率密度分布

Fig. 2 CPU module probability density of A type

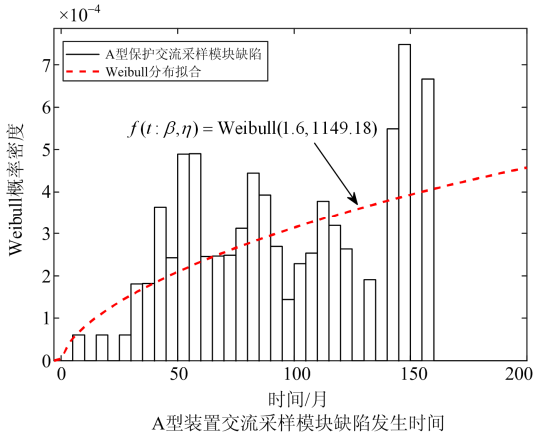



图 3 A 型装置交流采样模块概率密度分布

Fig. 3 AC sampling module probability density of A type

图 4 为 A 型保护装置液晶显示模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(18)为概率密度分布，$\beta=1.71$、$\eta=2577.6$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.71,2577.6) \tag{18}$$

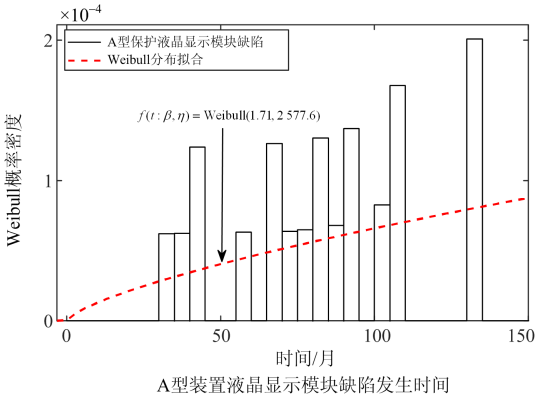



图 4 A 型装置液晶显示模块概率密度分布

Fig. 4 MMI module probability density of A type

图 5 为 B 型保护装置电源模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(19)为概率密度分布，$\beta=1.9$、$\eta=1218.7$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.9,1218.7) \tag{19}$$

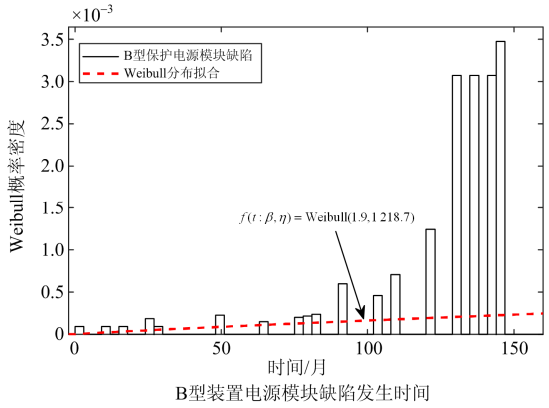



**图 5 B 型装置电源模块概率密度分布**

Fig. 5 Power module probability density of B type

图 6 为 B 型保护装置 CPU 模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(20)为概率密度分布，$\beta=1.68$、$\eta=1638.4$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.68,1638.4) \tag{20}$$

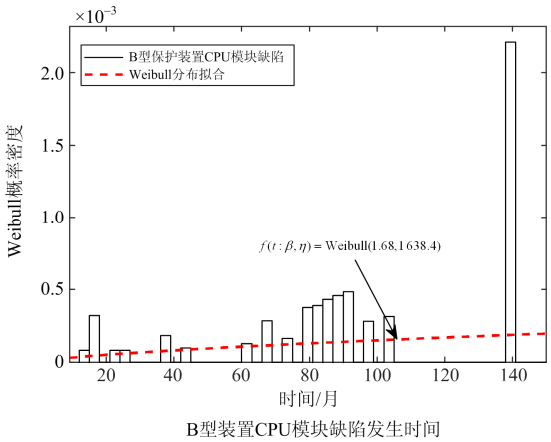



**图 6 B 型装置 CPU 模块概率密度分布**

Fig. 6 CPU module probability density of B type

图 7 为 B 型保护装置交流采样模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(21)为概率密度分布，$\beta=1.64$、$\eta=2753.8$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.64,2753.8) \tag{21}$$

图 8 为 B 型保护装置液晶显示模块的缺陷发生情况及概率密度分布。式(22)为概率密度分布，$\beta=1.32$、$\eta=4536.7$。

$$f(t:\beta,\eta)=\text{Weibull}(1.32,4536.7) \tag{22}$$

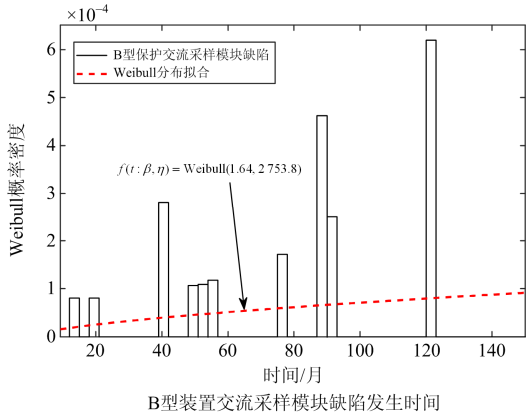



**图 7 B 型装置交流采样模块概率密度分布**

Fig. 7 AC sampling module probability density of B type

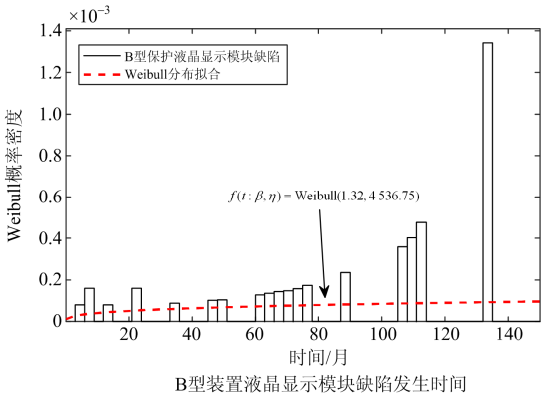



**图 8 B 型装置液晶显示模块概率密度分布**

Fig. 8 MMI module probability density of A type

根据式(9)，A、B 型保护装置整体累计分布函数分别如式(23)和式(24)所示。

$$F(t)=1-\exp[-(\frac{t}{1269.5})^{1.99}-(\frac{t}{1507.6})^{1.64}-(\frac{t}{1149.2})^{1.6}-(\frac{t}{2577.6})^{1.71}] \tag{23}$$

$$F(t)=1-\exp[-(\frac{t}{1218.7})^{1.9}-(\frac{t}{1638.4})^{1.68}-(\frac{t}{2753.8})^{1.64}-(\frac{t}{4536.7})^{1.32}] \tag{24}$$

A、B 两种型号装置的整体累计分布函数均表现为指数特性，且时间 $t$ 的幂指数均大于 1，具有随时间 $t$ 加速增加的特征，随着时间的增加缺陷发生率显著增加。

图 9 为 A、B 两种型号保护装置在 20 年内的整体缺陷累计概率分布，运行 20 年后，A 型号装置缺陷发生概率为 16.8%，B 型号装置缺陷发生概率为 11.7%，B 型号装置整体可靠性大于 A 型号。

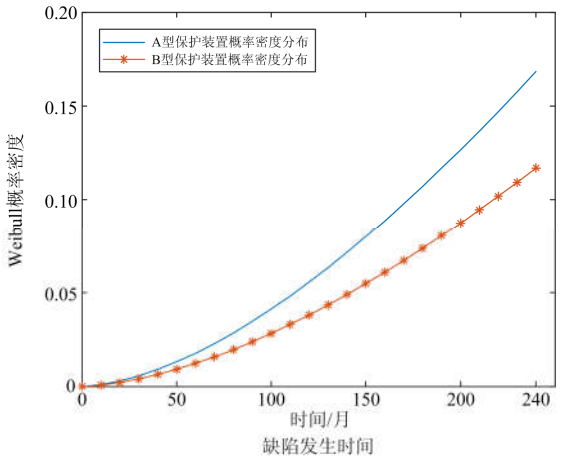



图 9 A、B 型装置缺陷概率密度分布

Fig. 9 Probability density of A type and B type

## 4 结论

(1) 保护装置的整体可靠性高、运行年限长，无法获取完整的缺陷数据，数据具有随机截尾特征。将装置投运至缺陷发生的时间作为随机变量，本文建立了基于威布尔分布的极大似然函数，并基于随机截尾数据，完成两参数威布尔分布的最大似然估计。

(2) 保护装置各功能模块具有相互独立特性，基于缺陷数据，实现对各功能模块的缺陷分布分析，并基于各模块分布的联合分布实现对装置整体缺陷分布的评估。

(3) 基于实际运行数据分析，运行 20 年的保护装置缺陷发生率较高，达到 10%以上，且存在指数加速特性。

## 参考文献

[1] 郭永基. 电力系统可靠性分析[M]. 北京: 清华大学出版社, 2003.

[2] 张烈, 王德林, 刘亚东, 等. 国家电网 220 kV 及以上交流保护十年运行分析[J]. 电网技术, 2017, 41(5): 1654-1659.
ZHANG Lie, WANG Delin, LIU Yadong, et al. Analysis on protective relaying and its operation conditions in 220 kV and above AC system of SGCC in past ten years[J]. Power System Technology, 2017, 41(5): 1654-1659.

[3] 戴志辉, 王增平, 焦彦军, 等. 基于缺陷分析的保护装置可靠性评价研究[J]. 电力系统保护与控制, 2013, 41(12): 54-59.
DAI Zhihui, WANG Zengping, JIAO Yanjun, et al. Study on the reliability evaluation of protection devices based on defects analysis[J]. Power System Protection and Control, 2013, 41(12): 54-59.

[4] 王同文, 谢民, 孙月琴, 等. 智能变电站继电保护系统可靠性分析[J]. 电力系统保护与控制, 2015, 43(6): 58-66.
WANG Tongwen, XIE Min, SUN Yueqin, et al. Analysis of reliability for relay protection systems in smart substation[J]. Power System Protection and Control, 2015, 43(6): 58-66.

[5] 徐岩, 白静, 戴志辉. 一种基于威布尔分布的继电保护装置可靠性分析的新方法[J]. 华北电力大学学报(自然科学版), 2012, 39(4): 15-19.
XU Yan, BAI Jing, DAI Zhihui. A new method for protective relay reliability analysis based on Weibull distribution[J]. Journal of North China Electric Power University (Natural Science Edition), 2012, 39(4): 15-19.

[6] LING J, PAN J. A new method for selection of population distribution and parameter estimation[J]. Reliability Engineering and System Safety, 1998, 60: 247-255.

[7] 赵宇, 杨军, 马小兵. 可靠性数据分析教程[M]. 北京: 北京航空航天大学出版社, 2009.

[8] 戴志辉, 王增平. 继电保护可靠性研究综述[J]. 电力系统保护与控制, 2010, 38(15): 160-167.
DAI Zhihui, WANG Zengping. Overview of research on protection reliability[J]. Power System Protection and Control, 2010, 38(15): 160-167.

[9] 程侃. 寿命分布类与可靠性数学理论[M]. 北京: 科学出版社, 1999.

[10] 郭红, 李波, 张博. 基于完全样本的两参数 Weibull 分布的参数估计[J]. 华中师范大学学报(自然科学版), 2007, 41(3): 348-351.
GUO Hong, LI Bo, ZHANG Bo. Parameter estimation of the 2-parameter Weibull distribution based on complete sample[J]. Journal of Central China Normal University (Natural Science), 2007, 41(3): 348-351.

[11] 刘晓舟, 李再兴. 截尾情形下 Weibull 分布的最大似然估[J]. 数学理论与应用, 2014, 34(1): 125-128.
LIU Xiaozhou, LI Zaixing. Maximum likelihood estimates of the Weibull distribution under censoring samples[J]. Mathematical Theory and Applications, 2014, 34(1): 125-128.

[12] 杨谋存, 聂宏. 三参数 Weibull 分布参数的极大似然估计数值解法[J]. 南京航空航天大学学报, 2007, 39(1): 22-25.
YANG Moucun, NIE Hong. Advanced algorithm for maximum likelihood estimation of three parameter Weibull distribution[J]. Journal o f Nanjing University of Aeronautics & Astronautics, 2007, 39(1): 22-25.

[13] 王睿琛, 薛安成, 毕天姝, 等. 继电保护装置时变失效率估算及其区域性差异分析[J]. 电力系统自动化, 2012, 36(5): 11-15.

WANG Ruichen, XUE Ancheng, BI Tianshu, et al. Time-varying failure rate estimation of relay protection devices and their regional differences analysis[J]. Automation of Electric Power Systems, 2012, 36(5): 11-15.

[14] 史景钊, 张峰, 陈新昌. 基于 Matlab 的随机截尾数据下的 Weibull 分布参数估计[J]. 河南科学, 2010, 28(5): 584-587.
SHI Jingzhao, ZHANG Feng, CHEN Xinchang. Based on Matlab and random censored data estimation of Weibull distribution parameters[J]. Henan Science, 2010, 28(5): 584-587.

[15] 陈家鼎. 生存分析与可靠性[M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.

[16] 叶远波, 孙月琴, 黄太贵, 等. 智能变电站继电保护二次回路在线监测与故障诊断技术[J]. 电力系统保护与控制, 2016, 44(20): 148-153.
YE Yuanbo, SUN Yueqin, HUANG Taigui, et al. Online state detection and fault diagnosis technology of relay protection secondary circuits in smart substation[J]. Power System Protection and Control, 2016, 44(20): 148-153.

[17] 师元康, 姜振超, 赵书涛. 基于内部温度的继电保护装置时变失效率研究[J]. 电力系统保护与控制, 2016, 44(4): 123-128.
SHI Yuankang, JIANG Zhenchao, ZHAO Shutao. Research on time-varying failure rate of protection devices based on internal temperature[J]. Power System Protection and Control, 2016, 44(4): 123-128.

[18] 赵晓明, 余志慧, 张雪松. 考虑隶属度可变的继电保护变权模糊综合状态评价方法[J]. 电力系统保护与控制, 2017, 45(15): 22-29.
ZHAO Xiaoming, YU Zhihui, ZHANG Xuesong. Fuzzy comprehensive state evaluation method of variable weight of relay protection based on variable membership degree[J]. Power System Protection and Control, 2017, 45(15): 22-29.

[19] BO Z Q, LIN X N, WANG Q P, et al. Developments of power system protection and control[J]. Protection and Control of Modern Power Systems, 2016, 1(1): 1-8. DOI: 10.1186/s41601-016-0012-2.

[20] 段嘉珺, 应黎明, 罗先成, 等. 基于诱导有序加权证据推理方法的不完全信息下继电保护系统健康状态评价[J]. 电力系统保护与控制, 2018, 46(6): 106-112.
DUAN Jiajun, YING Liming, LUO Xiancheng, et al. Health condition assessment for relay protection system based on the induced ordered weighted evidential reasoning method under incomplete information[J]. Power System Protection and Control, 2018, 46(6): 106-112.

[21] 何青, 李国庆, 王立健, 等. 汽轮发电机功率-负荷不平衡保护仿真分析[J]. 热力发电, 2018, 47(11): 102-108.
HE Qing, LI Guoqing, WANG Lijian, et al. Simulation of power-load unbalanced protection for turbo-generator[J]. Thermal Power Generation, 2018, 47(11): 102-108.

**收稿日期：2018-07-09；　修回日期：2018-12-06**

**作者简介：**

王文焕(1984—)，男，通信作者，硕士研究生，高级工程师，研究方向为继电保护状态评估及运行可靠性；E-mail: wangwh@epri.sgcc.com.cn

杨国生(1977—)，男，硕士研究生，教授级高级工程师，研究方向为继电保护原理算法及运行分析技术；E-mail: yangguosheng@epri.sgcc.com.cn

周泽昕(1969—)，女，硕士研究生，教授级高级工程师，博士生导师，研究方向为继电保护原理算法及运行分析技术。E-mail: zhouzx@epri.sgcc.com.cn

(编辑　许　威)