

基于三参数 Weibull 分布的继电保护装置老化失效率估算

薛安成¹, 罗麟¹, 景琦¹, 王俊豪¹, 宋璇坤², 刘颖²,
李军², 黄少锋¹, 毕天姝¹

(1. 新能源电力系统国家重点实验室(华北电力大学), 北京 102206;

2. 国网北京经济技术研究院, 北京 100052)

摘要: Weibull 分布广泛用于元件失效分布拟合。与二参数相比, 三参数的 Weibull 分布能够更好地模拟继电保护装置在投运初期不存在老化失效的特点。简要分析了继电保护装置失效特性, 利用三参数 Weibull 分布特性, 提出了一种基于最小二乘法和迭代法的继电保护装置老化失效率估算方法。结合某区域电网实际统计数据, 计算了失效率函数, 并将三参数 Weibull 拟合结果同二参数 Weibull 分布拟合结果进行对比。结果表明, 基于三参数 Weibull 分布的时变失效率估算更符合继电保护装置的老化失效特性。

关键词: 继电保护装置; 可靠性; 时变失效率; 三参数 Weibull 分布; 最小二乘法

Research on aging failure rate estimation of protective relay based on three-parameter Weibull distribution

XUE An-cheng¹, LUO Lin¹, JING Qi¹, WANG Jun-hao¹, SONG Xuan-kun², LIU Ying²,
LI Jun², HUANG Shao-feng¹, BI Tian-shu¹

(1. State Key Laboratory of Alternate Electrical Power System with Renewable Energy Sources, North China Electric Power University, Beijing 102206, China; 2. State Power Economic Research Institute, Beijing 100052, China)

Abstract: Weibull distribution is widely used in component failure distribution fitting. Compared with two-parameter Weibull distribution, three-parameter Weibull distribution does better in the situation that aging characteristics does not exist in protective relays at initial operation. This paper analyzes the failure characteristics of protective relay, and proposes a new fitting method for aging failure data of protective relay based on the least square method. Combined with some real grid data, the failure rate function is calculated. The calculation results shows that, compared with two-parameter, three-parameter Weibull distribution is more in line with the aging failure characteristics of protective relay.

This work is supported by National High-tech R& D Program of China (863 Program) (No. 2012AA050208), National Natural Science Foundation of China (No. 51222703), and Fundamental Research Funds for the Central Universities (No. 12MS30).

Key words: protective relay; reliability; time-varying failure rate; three-parameter Weibull distribution; least square method

中图分类号: TM77 文献标识码: A 文章编号: 1674-3415(2014)24-0072-07

0 引言

近年来, 国内外大型互联电网频繁发生重大事故使得保护装置的可靠性越来越得到重视。如何准确评估继电保护装置可靠性, 从而指导检修提高其可靠性, 保证电力系统安全稳定运行, 是继电保护工作者关注的问题^[1]。

目前, 继电保护装置可靠性评估方面, 已取得了大量成果^[2]。其主要是以 Markov 状态空间法为基础, 构建不同情况下继电保护装置的可靠性模型^[3-6]。值得注意的是, 上述方法的研究均是基于继电保护装置失效率恒定的假设。对于继电保护装置, 其失效特性符合一般工业元件的“浴盆曲线”^[7-8]。因此, 基于恒定失效率的假设只能对继电保护装置的长期可靠性或偶然失效期进行研究, 并不能对继电保护装置整个运行周期进行有效评价。鉴于恒定失效率的局限, 已有文献对继电保护装置的时变失效特性进行研究。文献[9]对继电保护装置失效特性进行了

基金项目: 国家重点基础研究发展计划资助项目(863项目)(2012AA050208); 国家自然科学基金资助项目(51222703); 中央高校基本科研业务费专项资金资助(12MS30)

分析: 先将现场实际数据分为偶然失效与老化失效; 然后用四种不同的失效分布拟合老化失效数据, 认为 Weibull 分布最符合继电保护装置老化失效分布的特性, 并通过线性拟合计算出恒定失效率和时变失效率函数; 文献[10]通过对 Weibull 分布的估计, 得到了相似的结果; 文献[11]针对直流保护设备, 在文献[9]的基础上进一步分析了不同批次设备的差异。但值得注意的是, 现有对继电保护装置时变失效率估算的文献均是基于二参数 Weibull 分布。选用二参数的 Weibull 分布作为继电保护装置老化失效的分布函数时, 老化失效从装置投运初期开始便一直存在, 不符合实际情况。

鉴于此, 本文对继电保护装置的时变失效特性进行了分析, 提出了基于三参数 Weibull 分布的继电保护装置时变失效率的估算新方法, 通过迭代法对 Weibull 分布的位置参数进行估计, 采用最小二乘法对 Weibull 分布的形状参数、尺度参数进行估计。最后, 结合某电网实测数据, 计算了该区域电网继电保护装置的时变失效率函数, 并将计算结果与二参数下的 Weibull 分布计算结果对比, 证明了三参数 Weibull 分布的优越性。

1 三参数 Weibull 分布

1.1 浴盆曲线

工程实践表明, 保护装置失效率符合“浴盆曲线”特性, 如图 1 所示。

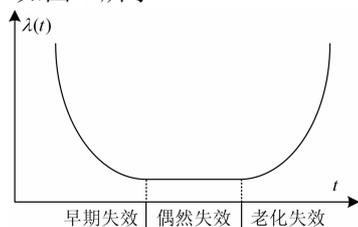


图 1 浴盆曲线

Fig. 1 Bathtub curve

浴盆曲线可分为三段, 对应着保护装置运行的三个时期: 早期失效期、偶然失效期和老化失效期。早期失效特点是失效率较高, 但随着工作时间的增加, 失效率迅速降低; 偶然失效期又称随机失效期, 其特点是失效率低且稳定, 接近常数; 老化失效期又称耗损失效期, 它是由于材料老化、疲劳、磨损而引起失效, 并随时间急速增加, 此时设备的失效既存在偶然失效, 又有老化失效。

按照要求, 一般产品在使用“火烧”等工艺后使得装置在达到偶然失效时交付使用。对于继电保护装置, 其出厂或投运前已经过充分的测试, 可认

为继电保护装置投运后直接进入偶然失效期, 即忽略早期失效的影响。

1.2 三参数 Weibull 分布

Weibull 失效分布有两种形式: 传统的二参数 Weibull 分布和三参数 Weibull 分布。当选用不同的参数时, 前者可以成为后者的特例。当继电保护装置服从三参数 Weibull 分布 $WBL(\beta, \eta, \gamma)$ 时, 其失效分布函数为

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (1)$$

其中, β 、 η 、 γ 分别称为形状参数、尺度参数和位置参数, 且满足 β 、 $\eta > 0$, $\gamma \geq 0$ 。三参数下 Weibull 分布的概率密度函数 $f(t)$ 为

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (2)$$

失效率函数 $\lambda(t)$ 为

$$\lambda(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} \quad (3)$$

由式(1)~式(3)可以看出, 当 $\gamma=0$ 时, 三参数的 Weibull 分布便退化为二参数的 Weibull 分布。

当 $\beta < 1$ 时, 失效率函数为负指数的幂函数, 此时失效率随时间递减, 适合早期磨合适用阶段的建模, 如保护装置出厂后调试、投运最初的阶段。当 $\beta=1$ 时, 失效分布退化为指数分布, 此时失效率函数为常数, 适合模拟偶然失效, 如保护装置的瞬时性故障、雷电、火灾、接触不良等。当 $\beta > 1$ 时, 失效率函数为正指数的幂函数, 此时失效率随时间逐渐递增, 是典型的耗损效应, 因此可用于模拟老化失效, 如保护装置某个元器件损坏、电源故障等问题。

此外, 由式(3)可以看出, 选用二参数 Weibull 分布作为继电保护装置老化失效的分布函数时 ($\gamma=0$), 老化失效从投运初期开始便一直存在, 不符合实际情况; 而利用三参数的 Weibull 分布估算失效率, 由于加入了故障开始时间 (位置参数), 因此可以在继电保护装置投运初期躲避老化失效率的计算, 更好地模拟继电保护装置的失效特性。

2 继电保护装置老化失效率估计

失效率是指已工作到时刻 t 尚未失效的产品中, 在时刻 t 后单位时间内失效的概率, 也称失效率函数, 记为 $\lambda(t)$, 如式 (4) 所示。

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T \leq t + \Delta t | T > t)}{\Delta t} \quad (4)$$

$$P(T \leq t + \Delta t | T > t) = \frac{P\{(T > t) \cap (T < t + \Delta t)\}}{P(T > t)} \quad (5)$$

由式(4)、式(5)可推得

$$\lambda(t)\Delta t = \frac{P\{t < T < t + \Delta t\}}{P(T > t)} \quad (6)$$

其中： T 表示失效时间； P 表示失效概率。公式(6)中的分子 $P\{t < T < t + \Delta t\} = f(t)\Delta t$ ，表示在时间 t 和 $t + \Delta t$ 之间发生失效的概率。 $P(T > t) = 1 - F(t)$ ，表示在时间长度 t 内正常运行的概率。

因此对于时变失效率的计算，一般采用失效率 $\lambda(t)$ 与失效概率密度函数 $f(t)$ 及失效分布函数 $F(t)$ 之间的关系来计算

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (7)$$

结合式(1)、式(2)可得，Weibull 分布失效率函数 $\lambda(t)$ 为

$$\lambda(t) = \frac{\frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta}}{e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta}} = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} \quad (8)$$

在对继电保护装置老化失效率进行估算前，需要对收集到的失效数据进行分类。一般情况下，可以把继电保护装置的瞬时性故障、通道干扰、雷电、火灾、接触不良等故障情况列为偶然失效，而把电源故障、接触老化、元件更换等列为老化失效。

当失效模式为偶然失效，即装置的恒定失效率，可采用文献[12]的方法来进行估算。

$$\lambda = \frac{\text{偶然失效数}}{\text{装置总运行时间}} \quad (9)$$

式中，装置总运行时间=总装置数×运行时间，包括已失效装置的运行时间和未失效装置仍在运行的时间。

对于属于老化失效的失效率，本节采用三参数 Weibull 分布来模拟。

2.1 失效分布函数的计算

设 (t_1, t_2, \dots, t_n) 为来自总体 T 的样本，对任意实数 t ，样本值中小于或等于 t 的个数记为 $m(t)$ ，则

$$F_n(t) = \frac{m(t)}{n} \quad (10)$$

称为样本 (t_1, t_2, \dots, t_n) 的分布函数，也称为总体 T 的经验分布函数。而总体 T 的分布函数 $F(t)$ 称为理论分布函数。

根据格利汶科(W.Glivenko)定理，当 $n \rightarrow \infty$ 时，经验分布函数 $F_n(t)$ 以概率 1 收敛于 $F(t)$ 。因此，一般情况下用经验分布函数近似去估计总体的分布函

数。

$$F_n(t_i) \approx F(t_i) \quad (11)$$

格利汶科定理同时也说明了经验分布函数的定义式(10)适用于样本容量非常大的情况下。此时定义式中的 i 表示每个样品失效的秩次，通俗地讲就是失效序号，若 $i=5$ ，则表明第 5 个失效。当样本容量较小时，定义式误差较大，可以考虑通过海森公式、数学期望公式、近似中位秩公式来计算。

$$F_n(t_i) = \frac{(i-0.5)}{n} \quad (12)$$

$$F_n(t_i) = \frac{i}{n+1} \quad (13)$$

$$F_n(t_i) = \frac{i-0.3}{n+0.4} \quad (14)$$

由于保护装置投运的时间差别较大，导致实测数据总是不完整的，现场观测时间内仅有部分保护装置失效或只能获得一段时间内继电保护装置的失效数据，称之为“定时截尾”数据^[12]。因此，针对这类数据本文考虑采用平均秩次法(将样本的秩次替换为平均秩次)来计算经验分布函数，其计算方法为近似中位秩公式的改进，即

$$F_n(t_i) = \frac{A_k - 0.3}{n + 0.4} \quad (15)$$

其中： k 为继电保护装置失效序号，在数值上等于失效了的继电保护装置按时间排序的序号； A_k 为平均秩次，计算方法如式(16)。

$$\begin{cases} A_1 = i |_{i=1} = 1 \\ \Delta A_k = \frac{n+1-A_{k-1}}{n-i+2} \\ A_k = A_{k-1} + \Delta A_k \end{cases} \quad (16)$$

2.2 二参数 Weibull 分布的参数估计

与文献[9]提出的方法一致，二参数的 Weibull 分布拟合可采用不受定时截尾影响的基于最小二乘法来求解。

利用最小二乘法拟合曲线可以将含未知参数的函数 $y_i = F(t_i)$, ($i=0, 1, \dots, m$) 用一个函数 $y = S^*(t)$ 来拟合，并满足关系

$$\|\delta\|_2^2 = \sum_{i=0}^m [S^*(t_i) - y_i]^2 = \min \sum_{i=0}^m [S(t_i) - y_i]^2 \quad (17)$$

式中， $\|\delta\|_2^2$ 表示函数 $y_i = F(t_i)$, ($i=0, 1, \dots, m$) 的 2 范数的平方，并且

$$S(t) = a_0\varphi_0(t) + a_1\varphi_1(t) + \dots + a_n\varphi_n(t) \quad (n < m) \quad (18)$$

其中， $\varphi_0(t), \varphi_1(t), \dots, \varphi_n(t)$ 为线性无关函数族。典型地，可以取 $\varphi_i(t) = t^i$ ，式(17)可用来对多项式函数进行参数估计。对于传统二参数 Weibull 分布为非多

项式函数, 无法直接进行估计, 可采用对等式两次对数变量替换并对位置参数做初值假设达到线性化的目的。

令式(1)中 $\gamma = 0$, 等式两边取两次对数得到

$$\ln\left(\ln\frac{1}{1-F(t)}\right) = \beta \ln(t) - \beta \ln \eta \quad (19)$$

设 $y_{II} = \ln[\ln(1/(1-F(t)))]$, $x_{II} = \ln(t)$, 式(19)整理为

$$y_{II} = \hat{a}x_{II} + \hat{b} \quad (20)$$

至此, 根据继电保护装置的失效数据, 利用最小二乘法, 可将待定系数 \hat{a} 和 \hat{b} 解出, 形状参数 β 和尺度参数 η 可求。

2.3 三参数 Weibull 分布的参数估计

对于三参数的 Weibull 分布, 由于新增了位置参数 γ 使得仍利用上述思想直接求解变得十分复杂。本文将采用迭代法来计算三参数 Weibull 分布的形状参数 β 、尺度参数 η 和位置参数 γ 。

假定位置参数 γ 初值为 γ_0 (如 $\gamma_0=0$), 参考式(19), 则式(1)可整理为

$$\ln\left(\ln\frac{1}{1-F_n(t)}\right) = \beta \ln(t - \gamma_0) - \beta \ln \eta \quad (21)$$

设 $y_{III} = \ln\left(\ln\frac{1}{1-F_n(t)}\right)$, $x_{III} = \ln(t - \gamma_0)$, 式(21)

整理为

$$y_{III} = \hat{a}x_{III} + \hat{b} \quad (22)$$

因此, 得到位置参数和尺度参数为

$$\begin{cases} \beta_1 = \hat{a} \\ \eta_1 = e^{-\frac{\hat{b}}{\hat{a}}} \end{cases} \quad (23)$$

假定计算得到 β 和 η 为准确值, 代回公式(1)计算位置参数为

$$\gamma_i = t_i - e^{\frac{y_i + \beta_1 \ln \eta_1}{\beta_1}} \quad (24)$$

其中, i 表示第 i 组失效数据, 由于每一组失效数据均对应一个位置参数 γ_i , 采用平均值作为新的位置参数 γ_1 。

$$\gamma_1 = \frac{1}{n'} \sum_{i=1}^{n'} \gamma_i \quad (25)$$

其中, n' 表示有效失效数据总数。值得注意的是, 有时候某组失效数据计算得到 γ_i 的可能已经超出首个老化失效数据的失效时间, 而对于继电保护装置失效率函数的特点, 这种取值是无意义的, 因此只需要计算小于首个失效数据失效时间的数据平均值。

将得到的新的位置参数 γ_1 再次代入式(21)计算

新的 β 和 η 值, 然后利用式(24)和式(25)计算新的 γ 值, 直到相邻两次 γ 计算值的差满足一定精度为止。因此, 只要得到继电保护装置的失效时间和失效分布函数即可估计出 Weibull 分布的三个参数 β , η 和 γ 。

综上所述, 参数估计步骤可归纳如下:

(1) 设定位置参数初值 $\gamma_0 = 0$, 将三参数 Weibull 分布化为传统二参数 Weibull 分布形式;

(2) 利用最小二乘法求得上述二参数 Weibull 分布的形状参数 β 和尺度参数 η , 并以此结果反推位置参数 γ ;

(3) 利用反推得到的 γ 重新回代, 并重复步骤 (1) 和 (2)。

2.4 计算流程

设 λ_0 为继电保护装置的偶然失效率, $\lambda_1(t)$ 为继电保护装置的老化失效率, $\lambda(t)$ 为继电保护装置总失效率函数, 则 $\lambda(t)$ 估算总流程如图 2 所示。

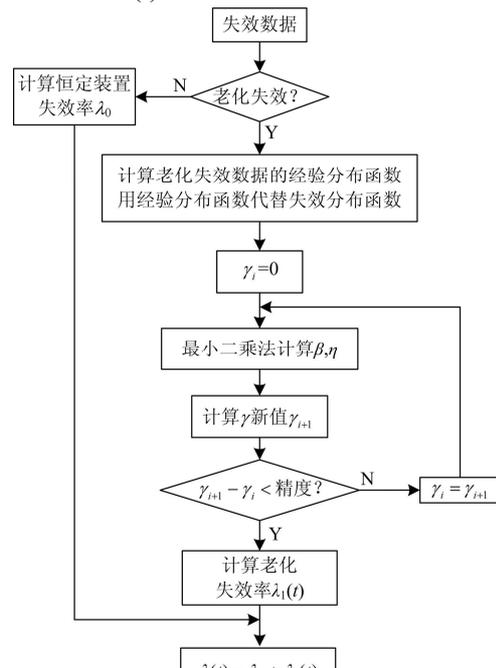


图 2 失效率估算流程

Fig. 2 Flow chart of failure rate estimation

3 算例分析

本文对某区域电网 2002 年至 2008 年全部失效数据进行汇总, 得到 1 210 组失效数据, 按失效模式分类, 可分为两类, 如表 1 所示。

表 1 失效数据情况与失效模式

Table 1 Failure data and failure pattern

| 失效总数/次 | 偶然失效数/次 | 老化失效数/次 |
|--------|---------|---------|
| 1 210 | 285 | 925 |

根据表 1 中偶然失效数据, 采用式 (7) 极大似然估计方法, 可得 $\lambda_0=7.1616 \times 10^{-5}$ 次/天/台; 老化失效数据用本文 2.3 节中三参数 Weibull 分布的方法进行拟合, 并将拟合结果与二参数下的 Weibull 分布进行了对比, 如表 2 和图 3 所示, 其中拟合度 S 采用式 (26), 其中 $F_n(i)$ 为整体经验分布函数, $F(i)$ 为个体经验分布函数。

$$S = 1 - \sqrt{\frac{\sum [F_n(i) - F(i)]^2}{\sum F_n^2(i)}} \quad (26)$$

最大误差 R_1 为

$$R_1 = \max |B_i - b_i|, i = 1, 2, \dots, m \quad (27)$$

平均误差 R_2 为

$$R_2 = \frac{\sum_{i=1}^m |B_i - b_i|}{m} \quad (28)$$

均方根误差 R_3 为

$$R_3 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (B_i - b_i)^2}{m}} \quad (29)$$

其中: B 为拟合值; b 为观测值; m 为观测值个数。

表 2 Weibull 分布拟合比较

Table 2 Comparison of distribution fitting of Weibull

| 名称 | 三参数 | 二参数 |
|---------------|-------------|-------------|
| 形状参数 β | 2.603 | 6.949 3 |
| 尺度参数 η | 1 302.373 6 | 2 867.422 3 |
| 位置参数 γ | 1 529 | — |
| 拟合度 S | 0.973 93 | 0.934 4 |
| 最大误差 R_1 | 0.041 387 | 0.066 771 |
| 平均误差 R_2 | 0.002 491 7 | -0.011 427 |
| 均方根误差 R_3 | 0.014 873 | 0.037 424 |

表 2 表明, 继电保护装置三参数下的 Weibull 失效分布要比二参数下的 Weibull 失效分布误差更小, 拟合度更高; 图 3 表明, 三参数 Weibull 分布对继电保护装置失效数据的拟合结果要优于二参数的结果。

在表 2 中的参数下, 拟合得到的继电保护装置老化失效率函数为 (单位: 次/天/台, 下同)

$$\lambda_1(t) = 2.0 \times 10^{-3} \left(\frac{t - 1529}{1302.4} \right)^{1.6} \quad (30)$$

考虑继电保护装置的失效包括偶然失效和老化失效, 得到保护装置时变失效率函数为

$$\lambda(t) = 7.2 \times 10^{-5} + 2.0 \times 10^{-3} \left(\frac{t - 1529}{1302.4} \right)^{1.6} \quad (31)$$

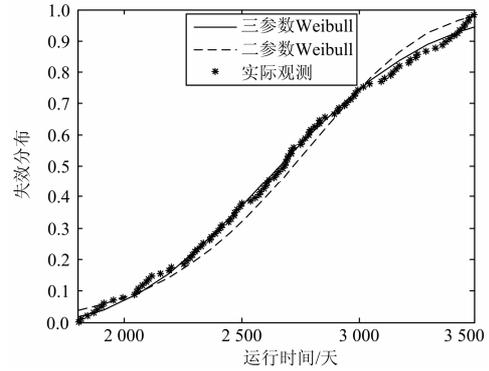


图 3 继电保护装置老化失效分布拟合结果对比

Fig. 3 Comparison of distribution fitting of relays

因此, 可得采用传统二参数 Weibull 分布和三参数 Weibull 分布下的继电保护装置失效率曲线, 如图 4 所示。

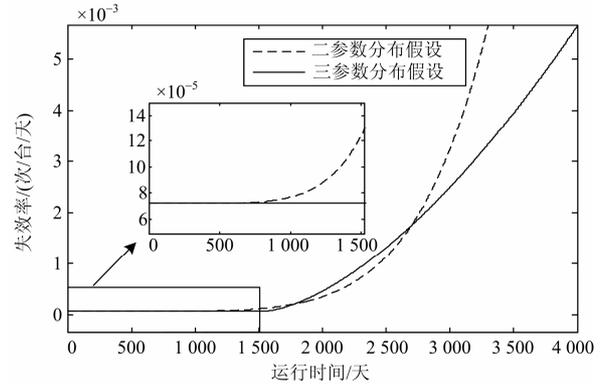


图 4 继电保护装置失效率函数曲线

Fig. 4 Failure rate curve of protective relays

图 4 表明, 两种分布下的失效率曲线在描述继电保护失效特性上存在一定差异。在 1529 天之前, 继电保护装置老化失效极少, 可以认为只有偶然失效, 这段时间内, 两种失效分布假设下的失效率函数曲线差异较小; 当保护装置运行至 1529 天之后, 保护失效既包含偶然失效又包含老化失效, 这段时间内, 二参数分布假设下的失效率曲线开始快速上升, 两种失效分布假设下的失效率函数差异越来越明显。此外, 图 4 也表明基于三参数 Weibull 分布假设下的失效率曲线符合一般工业设备的失效“浴盆”曲线, 也验证了其在继电保护装置中应用的合理性。

通过对某区域电网继电保护失效数据的统计, 继电保护装置老化的主要原因包括: 电源问题、元器件问题和通信通道问题。进一步对继电保护装置主要故障单元的老化失效特性进行分析, 分析结果如表 3 和图 5 所示。

表 3 中的形状参数对比表明, 通信通道单元比电源和元器件晚进入老化失效区, 能较长时间停留在失效率相对较低的偶然失效区, 可靠性较高; 图 5 可见, 元器件进入老化区后, 老化速度极快, 需要进行频繁检修或更换, 使其可靠性维持在较高水平。

表 3 不同单元失效情况

| 故障属性 | Weibull 分布参数 | | |
|------|--------------|-------------|-------|
| | 形状参数 | 尺度参数 | 位置参数 |
| 电源 | 2.209 8 | 1 220.600 1 | 1 654 |
| 通信通道 | 1.821 1 | 1 050.938 1 | 1 664 |
| 元器件 | 3.557 7 | 1 686.836 4 | 1 234 |

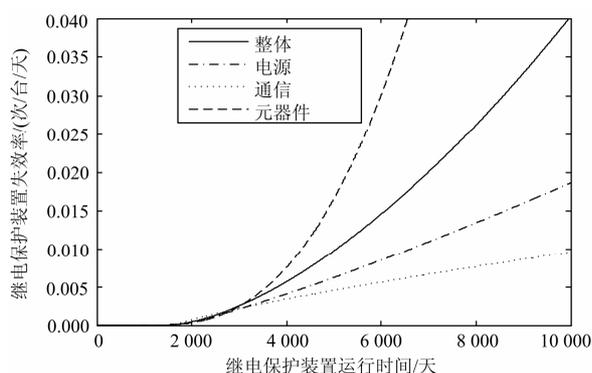


图 5 不同单元老化曲线

Fig. 5 Aging curve of different units

4 结论

Weibull 分布广泛用于可靠性计算与失效函数的拟合。三参数的 Weibull 分布能够模拟某个临界时间以前无老化失效发生的特点, 使失效率函数的拟合结果更符合实际情况。本文简要分析了继电保护装置失效特性, 结合三参数 Weibull 分布特点, 提出一种基于最小二乘法的继电保护装置老化失效数据的拟合方法。结合某区域电网继电保护装置实际失效数据, 对其数据进行拟合, 并将三参数 Weibull 分布拟合结果与二参数拟合结果进行对比, 拟合结果表明三参数的 Weibull 分布能够更好地模拟保护装置的失效率函数。结合偶然失效率的计算方法, 本文还计算了该区域电网继电保护装置总失效率函数值, 绘制了相应的失效率函数曲线, 可为后续可靠性研究工作提供基础数据支持。

参考文献

[1] 戴志辉, 王增平, 焦彦军, 等. 阶段式保护原理性失效风险的概率评估方法[J]. 电工技术学报, 2012, 27(6): 175-182.

DAI Zhi-hui, WANG Zeng-ping, JIAO Yan-jun, et al. Probabilistic assessment method for failure risk of stepped protection philosophy[J]. Transactions of China Electrotechnical Society, 2012, 27(6): 175-182.

[2] 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): 161-167.

DAI Zhi-hui, WANG Zeng-ping. Overview of research on protection reliability[J]. Power System Protection and Control, 2010, 38(15): 161-167.

[3] ETEMADI A H, FOTUHI-FIRUZABAD M. Design and routine test optimization of modern protection systems with reliability and economic constraints[J]. IEEE Trans on Power Delivery, 2012, 27(1): 271-278.

[4] 李永丽, 李致中, 杨维. 继电保护装置可靠性及其最佳检修周期的研究[J]. 中国电机工程学报, 2001, 21(6): 63-65, 71.

LI Yong-li, LI Zhi-zhong, YANG Wei. Study of reliability and optimal routine test interval of protective relays[J]. Proceedings of the CSEE, 2001, 21(6): 63-65, 71.

[5] HOSSEIN ETEMADI A, FOTUHI-FIRUZABAD M. New considerations in modern protection system quantitative reliability assessment[J]. IEEE Trans on Power Delivery, 2010, 25(4): 2213-2222.

[6] WANG C, XU Z, ZHENG S. Reliability analysis of protective relays in fault information processing system in China[C] // Power Engineering Society General Meeting: IEEE, 2006.

[7] 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 Zhi-hui, WANG Zeng-ping, JIAO Yan-jun, 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.

[8] 易永辉. 继电保护装置寿命分析及寿命影响机理研究[J]. 电力系统保护与控制, 2013, 41(2): 79-83.

YI Yong-hui. Research of relay protection device's life and relative mechanism[J]. Power System Protection and Control, 2013, 41(2): 79-83.

[9] 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 Rui-chen, XUE An-cheng, BI Tian-shu, 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.
- [10] 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, 2012, 39(4): 15-19.
- XU Yan, BAI Jing, DAI Zhi-hui. A new method for protective relay reliability analysis based on Weibull distribution[J]. Journal of North China Electric Power University, 2012, 39(4): 15-19.
- [11] 薛安成, 王宝, 王睿琛, 等. 直流保护装置时变失效特性分析[J]. 电力系统自动化, 2012, 36(19): 17-20.
- XUE An-cheng, WANG Bao, WANG Rui-chen, et al. Analysis of time-varying failure characteristics for HVDC protection device[J]. Automation of Electric Power Systems, 2012, 36(19): 17-20.
- [12] 薛安成, 王睿琛, 刘蔚, 等. 继电保护装置恒定失效率估算方法[J]. 电力系统自动化, 2012, 36(4): 6-10.
- XUE An-cheng, WANG Rui-chen, LIU Wei, et al. Estimation methods for constant failure rate of protection equipment[J]. Automation of Electric Power Systems, 2012, 36(4): 6-10.

收稿日期: 2014-03-13; 修回日期: 2014-09-01

作者简介:

薛安成(1979-), 男, 通信作者, 博士, 副教授, 主要研究方向为电力系统保护与控制; E-mail: acxue@ncepu.edu.cn

罗麟(1988-), 男, 硕士研究生, 主要研究方向为电力系统保护与电力系统可靠性; E-mail: luolin0413@126.com

景琦(1990-), 男, 硕士研究生, 主要研究方向为电力系统保护与电力系统可靠性。