

DOI:10.19431/j.cnki.1673-0062.20190419.006

基于威布尔分布的核电厂仪表校验周期延长论证分析

何丽华¹, 陈云², 于涛^{1*}

(1. 南华大学核科学技术学院, 湖南衡阳 421001; 2. 衡阳镭目科技有限责任公司, 湖南衡阳 421001)

摘要:威布尔分布常用在寿命数据分析中,以核电厂的主给水流量控制系统液位测量仪表数据和反应堆冷却剂系统温度测量仪表历史大修数据为例,建立威布尔分布可靠性模型,计算仪表的预计失效时间。结果表明:在仪表95%可靠度下,仪表的失效时间大于延长后的1.5 a的验证实验周期,这两组仪表具有良好的可靠性,周期延长可行。

关键词:威布尔分布;周期延长;图形估计;最小二乘估计;极大似然估计

中图分类号:TL362 **文献标志码:**A **文章编号:**1673-0062(2019)03-0040-04

Demonstration Analysis on Extension of Instrument Calibration Cycle for Nuclear Power Plant Based on Weibull Distribution

HE Lihua¹, CHENG Yun², YU Tao^{1*}

(1. School of Nuclear Science and Technology, University of South China, Hengyang, Hunan 421001, China;
2. RAMON Science & Technology Co. Ltd., Hengyang, Hunan 421001, China)

Abstract: Weibull distribution is frequently applied for lifespan data analysis. Taking the data of the level measurement instrument of the main feed water flow control system and the history overhaul data of temperature measurement instrument of the reactor coolant system as an example, the weibull distribution reliability model is established and the estimated failure time of the instruments is calculated. The results show that: when the instrument has 95% reliability, the failure time of the instruments is greater than the extended 1.5-year verification experiment cycle, these two sets of instruments has good reliability, cycle extension is feasible.

key words: weibull distribution; extended period; graphic estimation; least squares estima-

收稿日期:2018-12-03

基金项目:湖南省自然科学基金资助项目(2016JJ6131);南华大学核燃料循环技术与装备湖南省协同创新中心开放基金资助项目(2019KFQ12)

作者简介:何丽华(1983-),女,瑶族,讲师,主要从事核工程与核技术等方面的研究。E-mail: helihuahi@163.com。

*通信作者:于涛(1972-),男,教授,博士,主要从事核能科学工程领域的研究。E-mail: yutao29@sina.com

tion; maximum likelihood estimation

0 引言

延长换料大修周期(12个月延长至18个月)有利于提高核电厂运行的经济效益,安全和仪表控制系统是核电厂运行操作与监控的重要部分,对仪表维修周期延长进行论证分析可以确定仪表的最优检验周期,从而确保仪表性能响应在所要求的精度范围内。传统的仪表预防性维修周期延长采用经验反馈法论证仪表的可靠性,但是传统的仪表漂移特性(as-found and as-left, AFAL)^[1-2]计算方法要求历史校验数据样本不少于30个,在实际的项目论证中,部分安全相关的仪表数据不能满足要求,从而无法采用AFAL分析法论证仪表的可靠性。威布尔分布能够描述各种类型机械零部件失效数据,在寿命数据分析、可靠性设计、维修决策等方面得到了较为广泛的应用^[3-4]。本文收集核电厂原运行周期内的仪表历史维修数据,以主给水流量控制系统液位测量仪表和反应堆冷却剂系统温度测量仪表为例,建立威布尔分布模型,得到仪表的可靠寿命,从而论证仪表预防性维修周期延长的可行性。

1 威布尔分布模型

1.1 威布尔分布函数建立

电子产品的寿命和复杂系统的故障时间现在比较广泛的采用威布尔分布作为适宜的分布类型。通过对仪器仪表失效物理分析,并参照《常用的几种寿命分布类型及其适应范围》表推断,可近似认为他们的分布类型符合威布尔分布,可较全面地描述产品不同失效期的失效过程与特征。本文使用双参数威布尔分布进行可靠性参数估计^[5-7],其分布函数为:

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

其中 $t > 0; \beta > 0; \eta > 0; t$ 表示仪表从运行到失效的截止时间, β 为形状参数, η 为尺度参数。

密度函数为:

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

相应的可靠性函数为:

$$R(t) = 1 - F(t) = \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta\right\} \quad (3)$$

失效率函数为:

$$r(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} \quad (4)$$

对威布尔分布模型进行参数估计的时候,可以根据随机样本估计出对应的可靠度 $R(t)$ 。在计算经验可靠度的过程中,在小样本的情况下,为了减少计算的误差,采用近似为中位秩公式来计算经验可靠度^[5],其表达式为:

$$R(t) = 1 - (i - 0.3)/(n + 0.4) \quad (5)$$

其中 i 为样本数据的排列次序, n 为参与可靠度评估分析的样本总数。

1.2 威布尔分布模型的参数估计

威布尔分布函数参数在样本容量较小时,为减小误差,可采用下列方法评估函数参数值。

1) 图形估计法^[3]:对可靠性函数(3)式两次取对数可以得到:

$$\ln(-\ln R(t)) = \beta(\ln(t) - \ln\eta) \quad (6)$$

再令 $y = \ln(-\ln R(t))$ 和 $x = \ln t$; 于是可以得到一个关于两参数威布尔分布的参数线性表达式:

$$y = \beta x - \beta \ln\eta \quad (7)$$

取 $y = \ln(-\ln R(t))$ 为直线的纵轴, $x = \ln t$ 为直线的横轴,则式(7)为一个直线方程,该直线方程的斜率就是形状参数 β , 截距为 $-\beta \ln\eta$ 。再利用计算所得的数据值,用 MATLAB 软件绘制相关图像得到所求的斜率、截距,从而得到形状参数 β 和尺度参数 η 的值,进而可以求出相应的威布尔分布函数、可靠度函数、失效率函数的表达式。

2) 最小二乘估计法^[8-10]:另 $x = \ln t$ 和 $y = \ln(-\ln R(t))$ 得到线性方程 $y = \beta x - \beta \ln\eta$, 设有来自威布尔分布的 n 个寿命试验的随机样本 $\{(x_1, y_1), (x_2, y_2) \cdots (x_n, y_n)\}$, 定义离差平方和为:

$$Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta(x_i - \ln\eta))^2 \quad (8)$$

最小二乘法的参数估计是通过寻找 β 和 η 的估计值,使公式(8)定义的最小离差平方和最小。分别对参数 β 和 η 求偏导,并且使其偏导等于0,从而得到形状参数 β 、尺度参数 η 为的估计值为:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (9)$$

$$\hat{\eta} = \exp(\bar{x} - \bar{y}/\hat{\beta}) \quad (10)$$

其中: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ 。

3) 极大似然估计法^[11-13]: 设总体 t_i -Weibull (β, η) , t_1, t_2, \dots, t_n 为 n 个仪表设备的失效时间, 则其似然函数为:

$$L(\eta, \beta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, \eta, \beta) = \frac{\beta^n}{\eta^\beta} \left(\prod_{i=1}^n t_i \right)^{\beta-1} \cdot \exp \left\{ - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\eta} \right)^\beta \right\} \quad (11)$$

对式(11)两边同时取对数得到似然函数的对数表达式为:

$$\ln L = n \ln \beta - n \beta \ln \eta + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln t_i - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\eta} \right)^\beta \quad (12)$$

对式(12)关于尺度参数 η 和形状参数 β 分别求偏导, 并令其为零, 得到下列方程组:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \frac{n}{\beta} - n \ln \eta + \sum_{i=1}^n \ln t_i - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\eta} \right)^\beta \ln \left(\frac{t_i}{\eta} \right) = 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \eta} = - \frac{n \beta}{\eta} + \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\eta} \right)^\beta \frac{\beta}{\eta} = 0 \quad (14)$$

解这个方程组能够得其估计值 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\eta}$, 本文采用非线性方程组的 Newton 算法求出上述的非线性方程组(13)(14)的解。

对不同分布模型参数估计方法, 其误差不同。因此有必要在使用参数估计时对其进行误差校验, 计算相关系数 ρ , ρ 的绝对值越接近于 1, 则这组数据越符合该分布模型。力求挑选出最适合数据样本分布模型的参数估计方法, 以减小评估误差, 提高评估效果。

2 周期延长可行性分析

周期延长的依据为: 根据仪表原换料周期的大修数据, 通过威布尔分布模型计算出仪表的可靠寿命, 若与仪表周期延长后的检验时间相比, 延长后的检验周期均未超出仪表 95% 可靠度下的寿命时间, 那么仪表可靠性良好, 周期延长可行, 反之, 仪表周期延长不可行, 须采用相应的处理措施。

算例一:

基于以上分析的全过程, 下面以收集到的核电厂主给水流量控制系统液位测量仪表历史大修数据为例, 说明该方法的可行性。本组仪表原校验周期为 1 年, 液位测量仪表运行 6 个周期, 共收集到 6 项仪表不合格数据, 失效时间(小时)按从小到大排列分别为: 35 688 h, 36 336 h, 44 472 h,

44 592 h, 57 072 h, 57 600 h。利用式(5)计算出相应的经验可靠度数据分别为: 0.982 7, 0.957 9, 0.933 2, 0.908 4, 0.883 7, 0.858 9。通过以上图形估计法、最小二乘法估计和极大似然估计可以得到其参数估计值, 得到的相关参数见表 1。当 $R(t) = 0.95$ 时, 通过三种参数估计方法计算得到仪表的失效时间也见表 1。

表 1 三种参数估计方法的数据对比表

Table 1 Data comparison of three parameter estimation methods

参数估计方法	形状参数 β	尺度参数 η	失效时间/a
图形估计法	3.459 2	98 439.75	4.761 6
最小二乘估计法	3.460 4	98 431.74	4.762 7
极大似然估计法	3.459 9	98 436.62	4.762 3

从表 1 可以看出, 当仪表在 95% 的可靠度下时, 图形估计法、最小二乘法和极大似然估计法下的失效时间分别为 4.761 6 a, 4.762 7 a 和 4.762 3 a, 均大于延长后的 1.5 a 的验证实验周期, 表明该组仪表具有较高的可靠性, 周期延长可行。

算例二:

下面以收集到的核电厂反应堆冷却剂系统温度测量仪表历史大修数据为例, 说明该方法的可行性。本组仪表原校验周期为 1 a, 32 个温度测量仪表运行 6 个周期, 共收集到 5 项仪表不合格数据, 失效时间(小时)按从小到大排列分别为: 17 760 h, 30 240 h, 36 600 h, 45 860 h, 53 280 h。利用式(5)计算出相应的经验可靠度数据分别为: 0.978 4, 0.945 9, 0.916 7, 0.885 8, 0.8549, 0.824 1, 通过以上图形估计法、最小二乘法估计和极大似然估计可以得到其参数估计值, 得到的相关参数见表 2。当 $R(t) = 0.95$ 时, 通过三种参数估计方法计算得到仪表的失效时间也见表 2。

表 2 三种参数估计方法的数据对比表

Table 2 Data comparison of three parameter estimation methods

参数估计方法	形状参数 β	尺度参数 η	失效时间/a
图形估计法	1.851 0	145 800	1.983 4
最小二乘估计法	1.852 1	145 794	1.984 1
极大似然估计法	1.851 4	145 803	1.983 8

从表 2 可看出, 当仪表在 95% 的可靠度下, 图形估计法、最小二乘法和极大似然估计法下的

失效时间分别为 1.983 4 a、1.984 1 a 和 1.983 8 a, 均大于延长后的 1.5 a 的验证实验周期,表明该组仪表具有较高的可靠性,周期延长可行。

3 结 论

仪表周期延长可以提高核电厂的经济性,本文针对核电厂主给水流量控制系统液位测量仪表的大修数据和反应堆冷却剂系统温度测量仪表历史大修数据,利用威布尔分布模型对其校验周期延长进行了分析,可以得到以下结论:

1) 当仪表在 95% 的可靠度下时,核电厂主给水流量控制系统液位测量仪表的失效时间与反应堆冷却剂系统温度测量仪表的失效时间均大于延长后的 1.5 a 的验证实验周期,表明这两组仪表具有较高的可靠性,周期延长可行。

2) 威布尔分布参数的估计方法主要采用了图形估计法、最小二乘法、极大似然估计法三种估计方法,每组仪表对应的失效时间总体相差不大,最小二乘法与极大似然法非常接近,采用这两种参数模型效果较好。

3) 威布尔分布模型能够有效计算仪表的可靠寿命,因此该方法可用于核电厂仪表周期延长论证分析。

参考文献:

- [1] 周平,邱春辉,初起宝. AFAL 分析方法在核电厂仪表标定周期延长论证中的应用[J]. 核动力工程,2013,34(5):115-117.
- [2] 陈云. 核电厂长燃料循环仪表定期实验周期论证研究[D]. 衡阳:南华大学,2017.

- [3] 凌丹. 威布尔分布模型及其在机械可靠性中的应用研究[D]. 成都:电子科技大学,2010.
- [4] 宋明顺,鲁伟,方兴华. 基于小样本失效数据的机械可靠性评估[J]. 工业工程,2017,20(5):87-91.
- [5] 金良琼. 两参数 Weibull 分布的参数估计[D]. 昆明:云南大学,2010.
- [6] OZAY C, CELIKTAS M S. Statistical analysis of wind speed using two-parameter weibull distribution in alacat region[J]. Energy conversion and management, 2016, 12(2):49-54.
- [7] THOMAS D R, WILSON W M. Linear order statistic estimation for the two-parameter Weibull and extreme-value distribution from type II progressively censored samples[J]. Technometrics, 2017, 40(6):678-690.
- [8] 刘清涛,陈旭锋,王其锋. 基于威布尔分布的工程机械主动再制造时机预测[J]. 广西大学学报(自然科学版), 2018, 43(3):960-962.
- [9] 王慧,赵国超,宋宇宁,等. 基于改进的威布尔分布的液压支架可靠性评估方法[J]. 中国安全科学学报, 2018, 28(5):100-103.
- [10] 陈岚峰,杨静瑜,崔崧,等. 基于 MATLAB 的最小二乘曲线拟合仿真研究[J]. 沈阳师范大学学报(自然科学版), 2014, 32(1):75-79.
- [11] 温艳清,刘宝亮. Weibull 分布在完全数据条件下的参数估计[J]. 山西大同大学学报(自然科学版), 2009, 25(4):17-19.
- [12] 金星,陈景鹏,文明,等. 威布尔分布产品参数估计极大似然优化方法[J]. 装备指挥技术学院学报, 2003, 14(5):46-48.
- [13] 曾国桓. 两参数威布尔分布下定时截尾试验的参数评估方法研究[D]. 成都:电子科技大学,2018.

(责任编辑:周泉)

(上接第 39 页)

- [9] 王述红,何坚,杨天娇. 考虑降雨入渗的边坡稳定性数值分析[J]. 东北大学学报(自然科学版), 2018, 39(8):1196-1200.
- [10] 刘淑燕. 降雨强度对不同渗透性土质高边坡稳定性数值分析[J]. 湖南交通科技, 2017, 43(4):15-19.
- [11] YANG T H, JIA P, SHI W H, et al. Seepage-stress coupled analysis on anisotropic characteristics of the fractured rock mass around roadway[J]. Tunnelling and underground space technology, 2014, 43:11-19.
- [12] ZHANG M, DONG Y, SUN P. Impact of reservoir impoundment-caused groundwater level changes on regional slope stability: a case study in the Loess Plateau of

Western China[J]. Environmental earth sciences, 2012, 66(6):1715-1725.

- [13] LEONG E C, RAHARDJO H. Two and three-dimensional slope stability reanalyses of Bukit Batok slope[J]. Computers and geotechnics, 2012, 42:81-88.
- [14] 张伟. 渗流场及其与应力场的耦合分析和工程应用[D]. 武汉:武汉大学,2004.
- [15] 叶剑. 基于渗流-应力耦合作用的边坡稳定性分析[D]. 武汉:武汉科技大学,2015.
- [16] 刘垵均. 基于流固耦合的边坡稳定性分析[D]. 成都:西南石油大学,2018.

(责任编辑:扶文静)