

基于威布尔过程的核电厂设备寿期管理决策

王大林, 赵博

(中国核电工程有限公司 总体所, 北京 100840)

摘要: 核电厂目前多通过对历史更换数据统计拟合获得设备寿命分布, 以确定设备的平均寿命和可靠寿命, 而忽视了故障维修和累积运行时间对设备寿命的影响。为解决该问题, 根据核电厂设备现场运行特点, 对威布尔过程的拟合方法及在现场数据处理中的应用进行分析, 提出了基于威布尔过程将专家经验寿命处理为失效率指标的寿期决策方法, 克服了原方法对现场数据包含信息使用不完全的缺点, 并进行了实例计算。

关键词: 威布尔过程; 寿期管理; 失效率指标

中图分类号: TL387

文献标志码: A

文章编号: 1000-6931(2013)01-0114-06

doi: 10. 7538/yzk. 2013. 47. 01. 0114

Life Cycle Management for Components in Nuclear Power Plant Based on Weibull Process

WANG Da-lin, ZHAO Bo

(*Technical Integration Division, China Nuclear Power Engineering Co., Ltd., Beijing 100840, China*)

Abstract: Equipment life cycle management, including mean replacement time and life reliability, was determined based on distribution fitting of historical life data for most nuclear power plants. This method is used widely but it ignores the influence on facilities life of the repair and operating time. To solve this problem, based on the specialties of components in nuclear power plant, a new approach of data processing and life deciding was proposed with empirical method and failure rate indicator combined by Weibull process. The calculation of actual example proves that this new approach overcomes defects such as waste of information and risk of assumption error.

Key words: Weibull process; life cycle management; failure rate indicator

核电厂设备尤其是重大设备的历史更换一般是根据设备状态和专家经验确定的。核电厂现行的基于可靠性的维修中则使用对历史寿命数据拟合获得的平均寿命作为设备寿命^[1-2]。然而, 在实际运行中设备一般存在可维修的故

障, 故障维修对于设备故障率的影响未知, 且同类设备运行在不同环境下时寿命有所差异, 单纯使用时间拟合的寿命决策忽视了设备故障和运行环境对寿命的影响, 割离了设备故障和寿命之间的关系, 不能充分利用珍贵的现场数据

收稿日期: 2011-07-08; 修回日期: 2012-03-20

作者简介: 王大林(1984—), 男, 山东威海人, 工程师, 硕士, 从事核电厂概率安全评价、基于可靠性的维修和寿期管理及设备可靠性评价研究

包含信息^[3],且核电厂重大设备一般更换记录较少,使得数据处理不得不依赖于小样本方法,导致了较大的不确定性和低可信性^[4]。

事实上,专家经验判断的设备寿命一般不仅受故障运行时间的影响,且与设备故障次数、设备失效率变化有着很大的关系^[5-6]。根据这一特点,本文提出基于威布尔过程将经验寿命转化为失效率指标后进行寿命决策的方法,认为专家主要根据故障次数、累积运行时间、失效

率来决定设备的更换寿命,将设备的寿命和设备累积运行中的故障联系起来,将专家经验寿命转换为失效率指标,根据威布尔过程拟合获得的设备失效分布判断其寿命。

1 威布尔过程及应用

核电厂设备现场统计的历史运行数据一般包含了设备的故障、维修及更换信息。以核电厂某管件设备为例,其故障和更换情况示于图1。

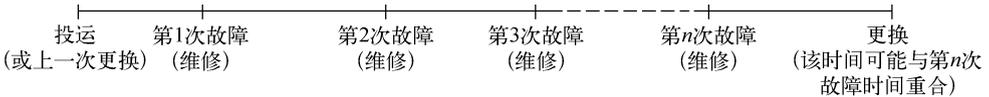


图1 核电厂某管件故障及维修特点

Fig. 1 Failing and repairing characteristics of pipe in nuclear power plant

核电厂设备故障维修对设备失效率的影响可分为3类情况:修复如新(失效率回归为零)、修复如旧(维修前后失效率不变)和部分修复(失效率部分降低),其影响特点如图2所示。

加,不符合更新过程,可通过威布尔过程拟合或近似拟合。

威布尔过程是非齐次泊松过程的一种特例,其特点是设备的失效率是时间的函数,且在任意时刻 t 发生的事件不会导致设备失效分布的改变,可表征维修中的修复如旧及近似表征修复不如新的情况^[7]。

当非齐次泊松过程的强度函数和累积强度函数分别为式(1)、(2)时,该过程称为威布尔过程。

$$\lambda(t) = \lambda\beta t^{\beta-1} \quad t \geq 0, \lambda, \beta > 0 \quad (1)$$

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(t) dt = \lambda t^\beta \quad (2)$$

威布尔过程的参数估计可使用极大似然估计方法获得^[8]。进行参数估计前,首先需对核电厂某类设备的故障数据进行趋势检验,以判断该设备失效率是否符合威布尔过程;对于符合威布尔过程的设备,通过极大似然估计获得威布尔过程强度函数中的未知参数 λ, β 。

若现场共获得了 m 个设备的历史运行数据,每个设备的观察时间截止至其更换时间。记第 j 个设备的更换时间为 t'_j ,第 j 个设备运行期间共发生 n_j 次故障并进行了维修,第 i 次故障时间记为 t_{ji} ,则可知第 j 个设备的历史故障时间为 $0 \leq t_{j1} \leq t_{j2} \leq \dots \leq t_{jn_j} \leq t'_j$ 。

传统的寿命决策是对统计的寿命数据 $\{t'_1, t'_2, \dots, t'_j, \dots, t'_m\}$ 进行拟合,获得设备的寿命分

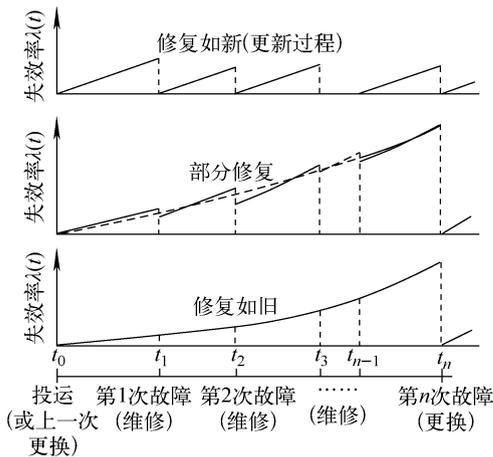


图2 设备故障维修对设备失效率的影响

Fig. 2 Impact to failure rate of maintenance

当设备的故障维修方式为更换或设备的故障维修可完全修复时,设备故障过程符合更新过程,可通过传统的分布拟合处理故障间隔时间和设备寿命数据,这类方法已较为成熟。对于故障维修为修复如旧或部分修复的设备,失效率的变化符合或近似符合威布尔过程(图2中部分修复中虚线为威布尔过程失效率,实线为真实失效率),其失效率随累积运行时间增

布,并据此确定设备的平均寿命和可靠寿命,其计算过程较为简单,此处不再赘述。

根据威布尔过程的特点,第 j 个设备的故障发生时间 $t_{j1}, t_{j2}, \dots, t_{jn_j}$ 有联合密度分布:

$$f(t_{j1}, t_{j2}, \dots, t_{jn_j}) = \prod_{i=1}^{n_j} (\lambda(t_{ji}) \cdot$$

$$\exp(-\Lambda(t'_j)) = \exp(-\lambda t_j'^{\beta}) \prod_{i=1}^{n_j} (\lambda \beta t_{ji}^{\beta-1}) \quad (3)$$

使用似然方程由极大似然估计获得第 j 个设备的威布尔过程参数 j, λ_j, β_j 的点估计值:

$$\beta_{j\text{MLE}} = \frac{n}{\sum_{j=1}^n \ln \frac{t'_j}{t_{ji}}} \quad (4)$$

$$\lambda_{j\text{MLE}} = \frac{n}{t_j'^{\beta_{j\text{MLE}}}} \quad (5)$$

设在时间区间 $[0, t]$ 发生的故障次数为 $N(t)$, 根据威布尔过程特点得到在 $[0, t]$ 内发生 k 次故障的概率及平均故障次数为:

$$P\{N(t) = k\} = \frac{(\lambda t^\beta)^k}{k!} \exp(-\lambda t^\beta) \quad (6)$$

$$N(t) = \lambda t^\beta \quad (7)$$

2 基于威布尔过程的寿期管理决策

基于威布尔过程的寿期管理决策是将设备的故障信息与更换信息相结合,认为核电厂设备的更换与否与其故障发生存在关联,考虑到核电厂很少允许设备运行至失效而是在设备发生不可修复的故障前依据经验和专家判断确定是否更换,这一假设是合理的。该处理过程的思路是对每个设备的历史运行数据首先单独拟

合,获得其更换时的故障率水平,在获得全部的设备更换故障率水平后进一步处理获得标准的设备更换故障率指标。之后根据全部设备的历史运行数据获得该类型设备的失效率曲线,从而计算该类型设备的标准更换寿命。所涉及的失效率特点曲线如图 3 所示。

仍以以上文中 m 个设备的历史运行数据为例,通过威布尔过程参数估计,可得到设备在现有维修条件下的失效分布,按以下步骤计算设备的标准更换寿命。

1) 对第 j 个设备的寿期过程,获得其威布尔过程拟合结果,并对应第 j 个设备的专家经验寿命数据(或实际更换寿命数据),获得经验寿命 t'_j 所对应的失效率指标 λ'_j 。

2) 类推得到 1 组失效率 $\lambda'_1, \lambda'_2, \dots, \lambda'_m$ 。

3) 所得到的这组失效率指标应符合正态分布,通过拟合的正态分布得到更换失效率指标。当 m 较大时,将该组失效率数据拟合为正态分布,以失效率均值的点估计或置信下限作为该类型设备的更换失效率指标 λ'_R 。当 m 较小时,可采用平均值或最小值作为设备失效率指标。

以下给出正态分布的置信区间下限估计计算公式,置信水平为 $(1-\alpha)$ 时均值的置信下限为:

$$\lambda_{\text{置信下限}} = \bar{\lambda} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{m}} \quad (8)$$

其中: $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ 为显著水平为 $\frac{\alpha}{2}$ 、自由度为 $(n-1)$ 的 t 分布值; $\bar{\lambda}$ 为拟合的正态分布样本均值; S 为正态分布标准差的矩估计。

$$\bar{\lambda} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \lambda_j \quad (9)$$

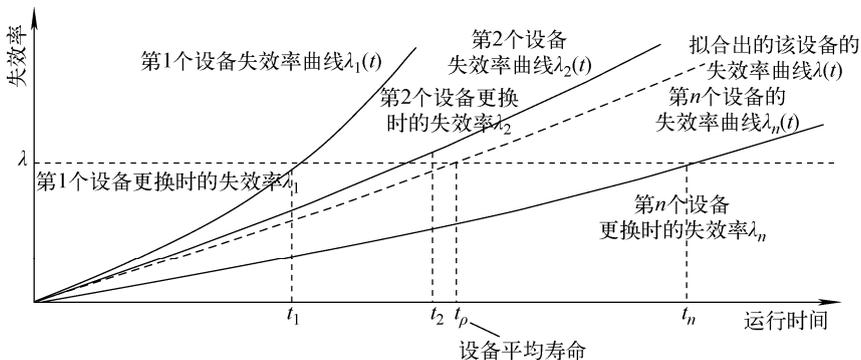


图 3 基于威布尔过程的寿期决策过程

Fig. 3 Life cycle deciding process based on Weibull process

$$S = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (\lambda_j - \bar{\lambda})^2} \quad (10)$$

4) 对全部 m 个设备的所有历史数据进行威布尔过程拟合,得到该类型设备失效过程强度函数参数 λ_R, β_R ,该类型设备的寿命变量用 T 表示,则该类型根据设备失效过程的强度函数为 $\lambda(t) = \lambda_R \beta_R T^{\beta_R - 1}$,从而根据步骤 3 得到的更换失效率指标 λ'_R 可计算出设备的更换寿命 T_R 。

$$T_R = \left(\frac{\lambda'_R}{\lambda_R \beta_R} \right)^{\frac{1}{\beta_R - 1}} \quad (11)$$

3 实例分析

某核电厂某类型设备共有 6 台,即针对该类型设备, $m=6$, 电站运行期间此 6 台设备均已发生过更换(该核电厂投运已 132 000 h)。其维修历史数据列于表 1~6。

表 1 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备 1)

Table 1 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 1)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	18 158	18 158	维修
2	34 958	16 800	维修
3	48 562	13 604	维修
4	61 051	12 489	维修
5	73 552	12 501	维修
6	85 531	11 979	维修
7	94 304	8 773	维修
—	97 911	—	更换
1	122 604	24 693	维修
—	132 000	—	试验截止

表 2 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备 2)

Table 2 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 2)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	20 580	20 580	维修
2	35 749	15 169	维修
3	50 940	15 191	维修
4	60 725	9 785	维修
5	75 296	14 571	维修
6	85 472	10 176	维修
7	94 669	9 197	维修
8	102 934	8 265	维修
—	108 811	—	更换
1	127 797	18 986	维修
—	132 000	—	试验截止

表 3 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备 3)

Table 3 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 3)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	17 020	17 020	维修
2	29 952	12 932	维修
3	45 878	15 926	维修
4	57 182	11 304	维修
5	65 126	7 944	维修
6	73 863	8 737	维修
—	76 687	—	更换
1	100 366	23 679	维修
2	119 379	19 013	维修
—	132 000	—	试验截止

表 4 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备 4)

Table 4 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 4)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	11 035	11 035	维修
2	29 700	18 665	维修
3	46 375	16 675	维修
4	64 083	17 708	维修
5	74 479	10 396	维修
6	84 254	9 775	维修
7	94 753	10 499	维修
8	104 457	9 704	维修
9	112 470	8 013	维修
10	121 492	9 022	维修
—	129 812	—	更换
—	132 000	—	试验截止

表 5 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备 5)

Table 5 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 5)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	15 677	15 677	维修
2	33 123	17 446	维修
3	47 038	13 915	维修
4	57 110	10 072	维修
5	68 508	11 398	维修
6	77 476	8 968	维修
7	86 098	8 622	维修
8	93 145	7 047	维修
—	93 748	—	更换
1	103 516	9 768	维修
2	124 806	21 290	维修
—	132 000	—	试验截止

表6 某核电厂某类型设备维修历史数据(设备6)

Table 6 Maintenance history data of some equipments in nuclear power plant (Equipment 6)

故障次数	累积运行时间/h	故障间隔时间/h	处理方式
1	18 050	18 050	维修
2	32 936	14 886	维修
3	45 496	12 560	维修
4	59 629	14 133	维修
5	71 186	11 557	维修
6	78 997	7 811	维修
7	89 301	10 304	维修
8	98 299	8 998	维修
9	107 191	8 892	维修
—	114 581	—	更换
1	129 281	14 700	维修
—	132 000	—	试验截止

3.1 现行传统寿命决策方法分析

根据表1~6中的设备历史运行数据得到该类型的 $m=6$ 台设备的更换时间数据组合 $\{t'_1=97\ 911, t'_2=108\ 811, t'_3=76\ 687, t'_4=129\ 812, t'_5=93\ 748, t'_6=114\ 581\}$, 对其进行分布拟合, 使用平均秩法和 K-S 检验可知设备寿命符合威布尔分布, 其分布形状参数和尺度参数分别为 $\mu=5.392\ 2, \eta=111\ 211$, 从而得到该类型设备平均寿命 MTTRP 和 90% 置信可靠寿命 $T_{90\%}$ 置信分别为: $MTTRP = \eta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\mu}\right) = 102\ 467\ \text{h}, T_{90\%} = \eta [-\ln(90\%)]^{\frac{1}{\mu}} = 75\ 137\ \text{h}$.

该类型设备故障间隔时间符合指数分布, 根据其指数分布的失效率点估计公式得到该类型设备故障率点估计值 $\lambda_{\text{故障间隔}} = \frac{\sum_{j=1}^m n_j}{\sum_{j=1}^m t'_j} = 7.722\ 6 \times 10^{-5}$, 进而得到该类型设备的平均故障间隔时间 MTBF 和置信可靠度 90% 故障间隔时间 $TBF_{90\%}$ 分别为 $MTBF = \frac{1}{\lambda_{\text{故障间隔}}} = 12\ 949\ \text{h}, TBF_{90\%} = \frac{1}{\lambda_{\text{故障间隔}}} (-\ln(90\%)) = 1\ 364\ \text{h}$.

3.2 基于威布尔过程的寿命决策

根据基于威布尔过程的寿命决策步骤对上述数据进行分析。

1) 首先对设备故障数据进行趋势分析, 以判断故障数据是否符合更新过程。使用总时间检验法(TTT法)检验^[9], 得到点分布如图4所示, 由图可见设备失效率存在着上升趋势, 其失效不符合

更新过程, 而应使用威布尔过程进行拟合。

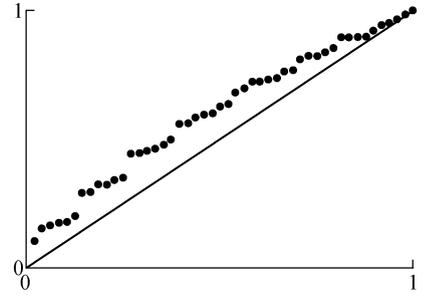


图4 TTT 检验点分布图

Fig. 4 TTT test distribution

2) 参数拟合。对表1~6中该类型设备第1个设备的寿期过程, 已知故障时刻的累积运行时间分别为 $[18\ 158\ \text{h}, 34\ 985\ \text{h}, 48\ 562\ \text{h}, 61\ 051\ \text{h}, 73\ 552\ \text{h}, 85\ 531\ \text{h}, 94\ 304\ \text{h}]$, 设备更换时间 $t'_1=97\ 911\ \text{h}$, 根据式(4)、(5)得到参数估计值 $\beta_{\text{MLE}} = 1.610\ 2, \lambda_{\text{MLE}} = 6.439\ 6 \times 10^{-8}$ 。

同样, 对6个寿期过程分别和综合进行拟合得到其参数估计列于表7。

表7 威布尔过程拟合及失效率指标

Table 7 Weibull process fitting and failure rate standard

设备序号	β	λ	$10^4 \lambda'_j$
1	1.610 2	$6.439\ 6 \times 10^{-8}$	1.151 6
2	1.624 3	$5.272\ 6 \times 10^{-8}$	1.194 2
3	1.737 3	$1.958\ 5 \times 10^{-8}$	1.359 2
4	1.360 7	$1.102\ 3 \times 10^{-6}$	1.048 2
5	1.735 3	$1.884\ 7 \times 10^{-8}$	1.480 8
6	1.502 8	$2.246\ 0 \times 10^{-7}$	1.180 4
总体	1.531 0	$1.659\ 6 \times 10^{-7}$	

3) 设备更换失效率指标确定。根据更换失效率指标的样本值, 失效率指标均值为 $1.235\ 7 \times 10^{-4}$, 给定置信水平 90% 时, 均值的置信下限为 $1.107\ 1 \times 10^{-4}$ 。

4) 根据式(11)得到该类型设备的标准平均寿命为 $T_R = 114\ 852\ \text{h}$, 90% 置信可靠寿命为 $T_{90\%} = 93\ 381\ \text{h}$ 。

3.3 两种方法的处理结果对比

两种方法的处理结果对比列于表8。

表 8 计算结果对比
Table 8 Comparison of results

方法	平均寿命/h	平均寿命内 故障次数	10^5 平均寿命内 故障率/h ⁻¹	90%置信 可靠寿命/h	可靠寿命内 发生故障次数	10^5 可靠寿命内 故障率/h ⁻¹
传统分析方法	102 467	7. 918 4	7. 727 76	73 266	5. 658 0	7. 722 55
威布尔过程	114 852	9. 471 0	8. 246 26	93 381	6. 752 6	7. 231 24

由表 8 可知,基于威布尔过程判断的平均寿命和可靠寿命均长于传统方法,而尽管基于威布尔过程的可靠寿命长于传统方法判断的可靠寿命,但其寿命内的平均故障率并未增加,反而低于传统预计值。但平均寿命内的平均故障率却高于传统方法估计值。这充分体现了基于威布尔过程的寿命决策中随着累积运行时间的增加失效率升高的特点。原方法忽视了设备状态和故障历史对设备的影响,单纯依赖于更换时间拟合,忽略了设备可维修故障和环境等因素的影响,为保守起见选择的可靠寿命会导致设备存在过度维修或过度更换,而这种过度维修或过度更换并未带来故障率的降低,反而带来了核电厂的经济效益损失。基于威布尔过程的寿命决策方法考虑了故障率随着累积运行时间改变而发生改,通过将设备经验寿命转化为失效率指标,减少了直接拟合寿命数据带来的误差,计算结果符合电厂设备的实际特点,在确保故障率不提高的基础上将设备的有效工作寿命延至最大,从而有效提高核电厂设备的寿命经济性。

4 结论

基于威布尔过程的寿命决策可有效的体现设备在使用过程中失效率的变化,使计算结果更贴近实际。通过将专家经验转化为寿命决策指标(失效率指标),在一定程度上减小了直接使用较少寿命处理进行拟合导致的误差。该方法更好地贴近了实际的失效分布,可更好地为维修优化和寿命管理提供决策支持,对电站经济性和可用性的改善和提高有帮助。本文提出的寿命决策方法提高了现场信息的使用程度,有效减少了设备运行环境不同导致的设备寿命

决策影响,规避了设备过度维修或维修不足的风险,算例证明,该方法是有有效和可行的,解决了现场数据使用的难题,具有较强的工程实用性。

参考文献:

- [1] 黄祥瑞. 可靠性工程与风险分析[M]. 北京:清华大学出版社,2006.
- [2] 潘光,毛昭勇,宋保维,等. 预防性维修周期优化决策研究[J]. 机械科学与技术,2007,26(4): 518-521.
PAN Guang, MAO Zhaoyong, SONG Baowei, et al. Study of optimal policy-making for preventive maintenance period[J]. Mechanical Science and Technology for Aerospace Engineering, 2007, 26(4): 518-521(in Chinese).
- [3] DEPOPOULOS I T, SMEERS Y. An age reduction approach for finite horizon optimization of preventive maintenance for single units subject to random failures [J]. Computers & Industrial Engineering, 1998, 34(3): 643-654.
- [4] 金星. 可靠性数据计算与应用[M]. 北京:国防工业出版社,2003:39-41.
- [5] LOUIT D M. A practical procedure for the selection of time-to-failure models based on the assessment of trends in maintenance data[J]. Reliability Engineering and System Safety, 2009, 94(10): 1 618-1 628.
- [6] PALO A. Life cycle management planning sourcebook-overview report[R]. CA: EPRI, 2001.
- [7] 林元烈. 应用随机过程[M]. 北京:清华大学出版社,2002:36-66.
- [8] 曹晋华. 可靠性数学引论[M]. 北京:高等教育出版社,2006:431-454.
- [9] BERGMAN B. On age replacement and the total time on test concept[J]. Scandinavian Journal of Statistics, 1979(6): 161-168.