

离心式压缩机定期维修周期及可靠性研究

裴峻峰¹, 郑庆元¹, 姜海一², 于志远¹, 郭泽亮¹, 董雪¹

(1. 常州大学机械工程学院, 江苏常州 213016; 2. 中国特种设备检测研究院, 北京 100013)

摘要: 研究离心式压缩机的寿命分布类型及可靠性规律, 通过数据采集、分析等手段确定大修时间所服从的分布类型, 从而确定设备的定期维修周期及可靠性规律。结果表明: 在收集的该组离心式压缩机大修及维修数据中, 三参数威布尔分布要比两参数威布尔分布拟合的效果精确; 该组离心式压缩机的平均无故障时间、平均维修时间和可用度分别为 27 187 h, 489.3 h 和 98.2%, 可靠度 95% 时的离心式压缩机定期维修周期为 9 530 h; 该组离心式压缩机发生概率最高的失效模式为在线问题, 发生概率最高的失效单元为密封件。

关键词: 离心式压缩机; 可靠性; 寿命分布类型; 威布尔; 定期维修周期; 失效单元

中图分类号: TH 452 **文献标志码:** A

引用格式: 裴峻峰, 郑庆元, 姜海一, 等. 离心式压缩机定期维修周期及可靠性研究 [J]. 中国石油大学学报: 自然科学版, 2014, 38(6): 127-133.

PEI Junfeng, ZHENG Qingyuan, JIANG Haiyi, et al. Research on regular maintenance cycle and reliability for centrifugal compressors [J]. Journal of China University of Petroleum (Edition of Natural Science), 2014, 38(6): 127-133.

Research on regular maintenance cycle and reliability for centrifugal compressors

PEI Junfeng¹, ZHENG Qingyuan¹, JIANG Haiyi², YU Zhiyuan¹, GUO Zeliang¹, DONG Xue¹

(1. School of Mechanical Engineering, Changzhou University, Changzhou 213016, China;

2. China Special Equipment Inspection and Research Institute, Beijing 100013, China)

Abstract: In order to research the life distribution type and reliability rules of centrifugal compressor, the method of data collection and analysis was used to determine the distribution type of the overhaul time. The preventive maintenance cycle and reliability rules of the equipment were further studied. The results show that the accuracy of Weibull distribution of three parameters is better than Weibull distribution of two parameters according to the operation and maintenance data collected in the centrifugal compressors. The MTBF, MTTR and availability of the centrifugal compressors are 27 187 h, 489.3 h and 98.2%, respectively. The regular maintenance cycle of the centrifugal compressors is 9 530 h under the reliability of 95%. The failure mechanism with high probability is in-service problems, and the failure units with high probability are seals in the centrifugal compressors.

Key words: centrifugal compressor; reliability; life distribution type; Weibull; regular maintenance cycle; failure unit

动设备是石化生产中的核心设备, 包括离心式压缩机、往复式压缩机、离心泵、往复泵、汽轮机、主风机等。企业普遍采用离心式压缩机做动力, 以适应大流量、长期连续运转等生产要求, 2008 年中国国内需求增长量达到 800 台^[1], 仅在镇海炼化中就有离心式压缩机组 60 余台。企业对离心式压缩机

的要求不仅是效率高、性能好, 还要求在运行过程中故障少、可靠性高, 否则一旦发生故障停机, 可能会导致全面停产, 有时停产一天的损失可达数百万元^[2]。以可靠性为中心的维修 (RCM) 是目前国际上通用的用以确定装备预防性维修需求、优化维修制度的一种系统工程方法, RCM 是以最少资源消耗

为原则保持设备的固有可靠性和安全性,应用逻辑决断的方法确定设备维修要求的过程和方法^[3]。目前RCM在中国石化行业的应用刚刚起步,即使在发达国家的石化行业也没有大量应用。针对离心式压缩机,在RCM实施过程中,如何确定出压缩机的定期维修周期是一个重要环节^[4]。笔者研究离心式压缩机的寿命分布类型,得出设备的使用可靠性规律和最佳维修间隔期,分析离心式压缩机的失效模型。

1 研究方法

通过采集离心式压缩机的大修时间和维修时间数据,利用K-S检验方法确定其所服从的分布类型。在判定分布类型的基础上,对采集的数据进行统计分析,剔除异常值。根据重新整理后的数据,利用最小二乘法 and 极大似然法对分布类型的参数进行评估。主要运用三参数威布尔分布,分析其与两参数威布尔分布相比的优越性。根据所评估参数和可靠性评定方法对离心式压缩机的运行规律进行分析,得出其平均无故障时间、平均修复时间和固有可用度,并计算出在可靠度95%的情形下,离心式压缩机的定期维修间隔期。

1.1 异常数据剔除

1.1.1 异常数据检验

对炼化企业的动设备进行RCM时,须对各台设备进行历年运行数据的采集及整理。其采集过程中由于操作者的失误、外界条件等原因会产生离群值^[5]。含有离群值的数据是不可信赖的,是对测量数据的一种严重扭曲,如果把这些离群值当做正常数据计算,会因为虚假信息造成错误的控制和决策,进而影响决策控制的科学性,所以只有对采集的数据进行质量检验和处理才可以保证数据分析的客观性和真实性。同时,也不能轻易剔除任何一个数据,否则可能会因为丢掉重要信息而得到错误的结果^[6]。

石化动设备在运行初期会因为处于磨合期而导致故障率偏高,这时的数据须进行异常考虑,而磨合期过后其运行相对平稳,运行数据是可信赖的。因威布尔分布在设备的可靠性评价中应用很广,且本文中只涉及到威布尔的参数评估,故只对威布尔分布下的数据异常小情况进行分析,其余情况可参见文献^[7]。

1.1.2 威布尔分布的最小值异常小检验

对采集到的 n 个动设备大修时间进行排序,各

大修时间 t 按从小到大大排列:

$$t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_i \leq \dots \leq t_n, 2 \leq i \leq n.$$

取检验统计量 V , 令

$$V_i = (n - i)(X_{n-i+1} - X_{n-i}), i = 1, 2, \dots, n - 1.$$

其中

$$X_i = \ln t_i, 1 \leq i \leq n.$$

式中, n 为采集大修时间样本总数; t 为设备大修时间, h 。

检验大修时间最小值 t_1 是否异常小, 用统计量检验为

$$F = (n - 2) V_{n-1} / \sum_{i=1}^{n-2} V_i. \tag{1}$$

给定显著性水平 α , 若 $F > F_{1-\alpha}(2, 2n - 4)$, 则可认为 t_1 是异常小的数据, 应予以剔除, 并重新计算剔除后新数据的最小值是否异常^[7]。

1.2 威布尔分布参数评估

1.2.1 威布尔分布函数

威布尔分布的分布函数和概率密度函数分别为^[8]

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t-a}{\eta}\right)^m\right], t \geq a \geq 0; \tag{2}$$

$$f(t) = \frac{m}{\eta} \left(\frac{t-a}{\eta}\right)^{m-1} \exp\left[-\left(\frac{t-a}{\eta}\right)^m\right]. \tag{3}$$

式中, a 为位置参数, $a \leq 0$ 时, 为两参数威布尔分布; η 为尺度参数, $\eta > 0$; m 为形状参数, $m > 0$ 。

1.2.2 两参数威布尔分布参数估计

对采集的 n 个压缩机大修时间进行排序, 各大修时间按从小到大排列:

$$t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n \text{ (完全样本试验)}.$$

把 t_i 代入概率密度函数(3)中, 取对数求和得似然函数:

$$L(m, \eta) = -m n \ln \eta + n \ln m + (m - 1) \sum_{i=1}^n \ln t_i - \frac{1}{\eta^m} \sum_{i=1}^n t_i^m. \tag{4}$$

对似然函数(4)求参数 m, η 的偏导数得似然方程组:

$$\frac{\partial L}{\partial m} = -n \ln \eta + \frac{n}{m} + \sum_{i=1}^n \ln t_i + \frac{\ln \eta}{\eta^m} \sum_{i=1}^n t_i^m - \frac{1}{\eta^m} \sum_{i=1}^n t_i^m \ln t_i = 0, \tag{5}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \eta} = -\frac{m n}{\eta} + m \frac{1}{\eta^{m+1}} \sum_{i=1}^n t_i^m = 0. \tag{6}$$

式(5)、(6)可变为

$$\frac{1}{m} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln t_i = \frac{\sum_{i=1}^n t_i^m \ln t_i}{\sum_{i=1}^n \ln t_i^m}, \quad (7)$$

$$\eta^m = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \ln t_i^m \right). \quad (8)$$

求解方程组(7)、(8),可得威布尔分布的两个极大似然参数值 $\hat{m}, \hat{\eta}^{[9]}$ 。

1.2.3 三参数威布尔分布参数估计

用最小二乘法和 K-S 检验法相结合进行三参数威布尔分布参数估计。

改写威布尔分布函数(2)为

$$1 - F(t) = \exp \left[- \left(\frac{t - a}{\eta} \right)^m \right]. \quad (9)$$

两端取双对数^[10],得

$$\ln(-\ln(1 - F(t))) = m \ln(t - a) - m \ln \eta. \quad (10)$$

令 $X = \ln(t - a); Y = \ln(-\ln(1 - F(t)))$; $A = m, B = -m \ln \eta$, 则式(10)可变为

$$Y = AX + B. \quad (11)$$

此处把位置参数 a 以 $\frac{t_1}{10}$ 为步长从 0 取到 t_1 , 根据最小二乘法和 K - S 检验法求出各参数值和检验统计量 D_n , 找出检验统计量的极小值点 $\frac{nt_1}{10}$; 在

$\left(\frac{(n-1)t_1}{10}, \frac{(n+1)t_1}{10} \right)$ 区间插入 10 个点, 找出检验统计量的极小值点; 以此类推, 直至步长缩小到 1, 求出最小检验统计量所对应的位置参数 a_i , 即为三参数威布尔分布在检验统计量最优时的位置参数, 把 a_i 代入式(9)即成两参数情形, 进而求出其他参数值。

由于三参数威布尔分布是两参数威布尔分布的一般情形, 理论上应该比两参数威布尔分布具有更好的拟合效果。

1.3 失效数据统计

在对设备的失效数据进行统计时, 常出现 3 种情况: 同种试样失效数据、多种试样失效数据和无失效数据。本文中所收集的试样数据量较大, 且各设备的运行工况不尽相同, 属于多试样情形。

若对 r 个设备进行失效数据采集, 第 i 个设备运行时间为 t_i , 发生故障次数为 n_i , 假设失效率为

$$\theta_1 = \frac{\sum_{i=1}^r n_i}{\sum_{i=1}^r t_i}. \quad (12)$$

设备总运行时间为

$$T_1 = \sum_{i=1}^r t_i. \quad (13)$$

运行时间平方和为

$$T_2 = \sum_{i=1}^r t_i^2. \quad (14)$$

取统计量:

$$V = \sum_{i=1}^r \frac{(n_i - \theta_1 t_i)^2}{t_i} = \sum_{i=1}^r \frac{n_i^2}{t_i} - \theta_1^2 T_1. \quad (15)$$

样本的方差为

$$\sigma^2 = \frac{V - (r-1)\theta_1^2 T_1}{T_1^2 - T_2}. \quad (16)$$

当 $\sigma^2 \leq 0$ 时,

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^r \frac{\left(\frac{n_i}{t_i} - \theta_1 \right)^2}{r-1}. \quad (17)$$

则多试样情况下的平均失效率为

$$\theta^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^r \frac{1}{\theta_1 + \sigma^2}} \times \sum_{i=1}^r \left(\frac{1}{\theta_1 + \sigma^2} \times \frac{n_i}{t_i} \right). \quad (18)$$

式中, θ 为失效率; σ 为标准差; t_i 为第 i 个设备的运行时间; n_i 为第 i 个设备的故障次数。

样本的变异系数为

$$\delta = \frac{\sigma}{\mu}. \quad (19)$$

式中, δ 为变异系数; μ 为样本均值。

对于威布尔分布而言, 不论是两参数还是三参数情形, 其变异系数均可表示为

$$\delta = \frac{\sigma}{\mu} = \sqrt{\frac{\Gamma(1 + 2/m(j))}{\Gamma^2(1 + 1/m(j))} - 1}. \quad (20)$$

式中, $\Gamma(\cdot)$ 为伽马函数; m 为形状参数。

由式(20)可知, 威布尔分布的变异系数 δ 只与形状参数 m 有关, m 越大则变异系数越小。当 $m < 1$ 时, $\delta > 1$; $m = 1$ 时, $\delta = 1$, 为指数分布; $m > 1$ 时, $\delta < 1$ 。

对设备进行故障分析时, 只需知道失效设备的数量 r 、每台设备的工作时间 t 及失效数 n 就可求出设备各种失效模式的平均失效率等数据。

2 数据采集及可靠性分析

根据某炼化企业 1990 年以来的运行维修数据, 统计出离心式压缩机的 51 个大修时间, 把大修时间从小到大排序, 数据如下: 3 619、6 589.5、7 339.3、7 567.5、8 915.5、14 846、15 510、15 840、16 344、17 227、

17 856、17 896、20 000、21 296、21 517、21 747、21 913、22 157、23 282、23 837、24 107、24 438、25 300、26 220、26 943、27 212、27 923、28 475、29 880、30 630、31 132、31 549、33 043、33 375、34 968、34 968、35 321、37 186、37 771、38 885、39 275、41 764、42 376、43 704、47 155、49 820、55 479、61 068、63 007、66 063、77 970 h。其中维修时间有 47 个,数据如下:24、48、72、72、72、96、96、96、120、120、144、144、164、192、216、228、264、324、328、336、336、365、384、408、408、408、420、462、470.4、496、504、528、528、544、552、581、600、600、616、704、725、900、960、960、960、1 080、1 200 h。

为得出离心式压缩机的可靠性特征量,须对离心式压缩机的大修时间和维修时间进行分析,确定设备的运行数据所服从的寿命分布类型,并在保证数据可靠的情况下,求出所服从分布类型的评估参数,再根据评估参数及可靠性评定方法求出该组离心式压缩机的定期维修周期,了解其运行规律,以推进该机组 RCM 的顺利实施。

2.1 数据分析

2.1.1 分布类型的确定

根据大修时间数据,运用 K-S 检验方法^[11] 分别对指数分布、正态分布和威布尔分布进行拟合优度检验^[12],检验结果如表 1 所示。

表 1 各类型分布的拟合结果

Table 1 Fitting results of each distribution

| 分布类型 | 测试统计量 | 假设临界值 | 结论 |
|----------|---------|--------|----|
| 指数分布 | 0.29185 | 0.1866 | 拒绝 |
| 正态分布 | 0.09476 | 0.1866 | 服从 |
| 威布尔(两参数) | 0.07404 | 0.1866 | 服从 |
| 威布尔(三参数) | 0.07396 | 0.1866 | 服从 |

由表 1 可知,大修时间拒绝指数分布,服从正态分布和威布尔分布,但因威布尔分布的测试统计量值较小^[13],故源数据更接近服从于威布尔分布。

2.1.2 最小异常值剔除

对该组离心式压缩机的大修时间最小值进行是否异常分析,根据式(2)及查阅 F 分布表可知:

给定显著性水平 $\alpha = 0.95$,当大修时间最小值为 $t_1 = 3619$ h 时,

$$F = 11.8845,$$

$$F_{1-\alpha}(2, 2n - 4) = 3.0892,$$

$$F > F_{1-\alpha}(2, 2n - 4).$$

故 t_1 异常小,予以剔除。

当大修时间最小值为 $t_2 = 6589.5$ h 时,

$$F = 2.1891,$$

$$F_{1-\alpha}(2, 2n - 4) = 3.0912,$$

$$F < F_{1-\alpha}(2, 2n - 4).$$

故 t_2 正常。

所以异常小数据只有一个,为 3619 h,应剔除。

2.1.3 威布尔分布参数评估

根据两参数、三参数威布尔分布的参数估计方法,求出其各项参数值,所得结果列于表 2 中。

表 2 威布尔分布参数

Table 2 Parameters of Weibull distribution

| 威布尔分布 | 测试统计量 | 假设临界值 | 位置参数 | 尺度参数 | 形状参数 |
|-------|---------|--------|------|-------|--------|
| 两参数 | 0.07442 | 0.1884 | 0 | 34602 | 2.1099 |
| 三参数 | 0.07003 | 0.1884 | 3404 | 30606 | 1.8464 |

由表 2 可知,三参数威布尔分布的测试统计量值比两参数威布尔分布要小,故其拟合效果更好。

2.1.4 变异系数求解

根据式(19)及大修时间数据,得源数据变异系数为

$$\delta = \frac{\sigma}{\mu} = \frac{\sqrt{2.498 \times 10^8}}{3.005 \times 10^4} = 52.6\%.$$

根据式(20)及所求的三参数威布尔分布形状参数 m ,得其变异系数为

$$\delta = \frac{\sigma}{\mu} = \sqrt{\frac{\Gamma(1 + 2/1.8464)}{\Gamma^2(1 + 1/1.8464)} - 1} = 56.2\%.$$

可见所求的三参数威布尔分布与源数据的变异系数相差不大。

根据求得的威布尔分布各参数结果,利用 Matlab 进行分析,绘制出各参数下的威布尔图形及源数据的分布。仿真图形如图 1 所示。

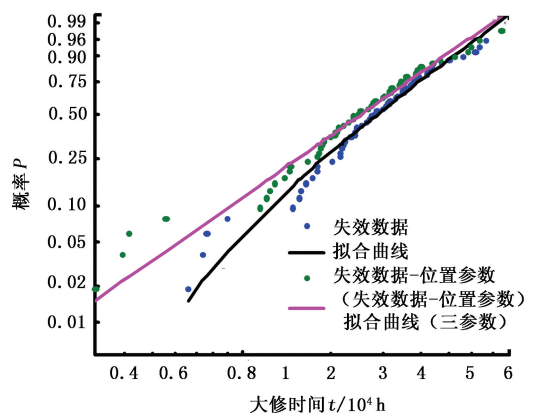


图 1 威布尔拟合效果

Fig. 1 Fitting results of Weibull distribution

在威布尔概率图纸中,拟合出的曲线越接近于直线,其拟合效果越好^[14-17]。根据此原则,由图 1 可

知,三参数威布尔分布拟合效果明显优于两参数威布尔分布,因此认为此离心式压缩机的大修时间分布服从三参数威布尔分布。

2.2 可靠性规律及定期维修周期分析

2.2.1 可用度

此组离心式压缩机的大修时间分布服从三参数威布尔分布,其特征值为:位置参数 $a = 3\ 404$ 、尺度参数 $\eta = 30\ 606$ 、形状参数 $m = 1.8464$ 。作出此组离心式压缩机的大修时间概率密度函数,见图 2。

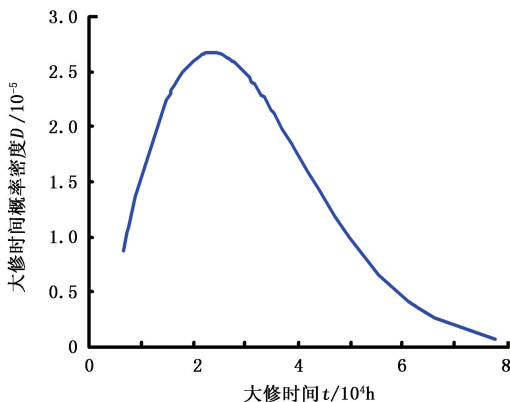


图 2 离心式压缩机大修时间概率密度函数

Fig. 2 Probability density function of overhaul time for centrifugal compressor

从图 2 可以看出,离心式压缩机的大修时间概率密度极值点位于 23 500 h 左右,即 2.68 a,即在以往的运行过程中该组离心压缩机的大修周期集中于 2.68 a。

离心式压缩机的平均无故障时间为

$$M_{TBF} = \int_0^{\infty} R(t) dt = \eta \Gamma\left(\frac{1}{m} + 1\right) = 30\ 606 \Gamma(1.542) = 30\ 606 \times 0.8883 = 27\ 187 \text{ (h)}, \text{即 } 3.1 \text{ a}.$$

由此可知,大修时间小于平均无故障时间,说明原来的维修间隔期比较合理。

运用相同的方法剔除维修时间的两个最小值 24、48 h,该组离心式压缩机的维修时间分布类型也服从威布尔分布。分布特征量为: $a = -40$, $\eta = 550$, $m = 1.7867$ 。则该组离心式压缩机的平均修复时间为

$$M_{TTR} = 550 \times 0.8896 = 489.3 \text{ (h)}.$$

该组离心式压缩机的平均可用度为

$$A = \frac{M_{TBF}}{M_{TBF} + M_{TTR}} = \frac{27\ 187}{27\ 187 + 489.3} = 98.2\%.$$

2.2.2 定期维修周期确定

进行 RCM 分析时,为了保证离心式压缩机能保持较高的运行安全性,在可靠度为 95% 下求解压缩

机组的定期维修周期。此组离心式压缩机的大修时间分布服从三参数威布尔分布,设备在 t 时的可靠性为

$$R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t-a}{\eta}\right)^m\right]. \quad (21)$$

则在可靠性要求不低于 R_T 的情况下,其定期维修周期 T 为

$$T = \eta \left[\ln \frac{1}{R_T}\right]^{\frac{1}{m}} + a. \quad (22)$$

故在 $R_T = 95\%$ 的要求下,该组离心式压缩机的定期维修周期为

$$T = 30\ 606 \left[\ln \frac{1}{0.95}\right]^{\frac{1}{1.8464}} + 3\ 404 = 9\ 530 \text{ (h)} =$$

1.09(a).

该组离心压缩机的可靠性分布曲线如图 3 所示。

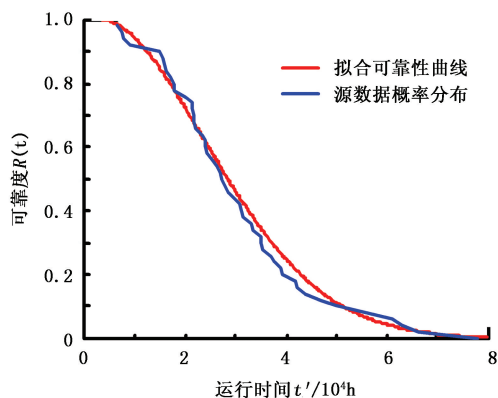


图 3 离心式压缩机组可靠性分布

Fig. 3 Distributions of reliability for centrifugal compressors

由图 3 可知,评估出的三参数威布尔分布与源数据的拟合效果很好,能较准确地预测离心式压缩机的失效趋势。

2.2.3 系统失效率

三参数威布尔分布下,设备在 t 时的失效率函数为

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{m}{\eta} \left(\frac{t-a}{\eta}\right)^{m-1}. \quad (23)$$

由式(23) 求出此组离心压缩机的失效率为

$$\lambda(t) = 6.03 \times 10^{-5} \left(\frac{t-3\ 404}{30\ 606}\right)^{0.8464} =$$

$$9.63 \times 10^{-9} \times (t-3\ 404)^{0.8464}.$$

该组离心压缩机的失效率曲线见图 4。

由图 4 可以看出,随着运行时间增加,此组离心式压缩机的失效率逐渐增加,增加趋势与计算出的失效率函数相吻合,当运行时间达到 9 530 h(1.09

a)时,失效率达到 1.55×10^{-5} 。

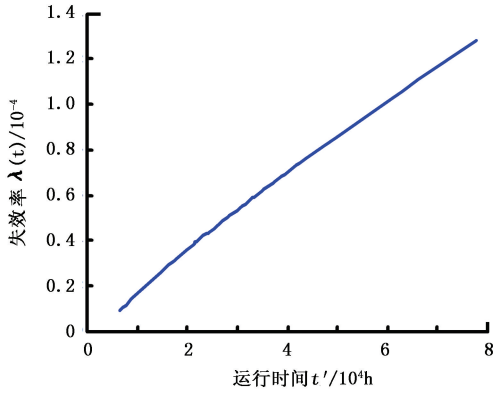


图4 离心式压缩机组失效率曲线

Fig.4 Failure rate curve of centrifugal compressors

表3 离心式压缩机失效模式

Table 3 Failure modes of centrifugal compressor

| 失效模式 | 故障次数 n | 失效率 $\lambda/10^{-6}$ | 方差 σ^2 |
|----------|----------|-----------------------|---------------|
| 在线问题 | 144 | 31.82 | 537.27 |
| 振动 | 70 | 18.53 | 236.91 |
| 停机 | 65 | 16.5 | 194.21 |
| 外部泄漏(效用) | 69 | 15.99 | 143.16 |
| 外部泄漏(工艺) | 44 | 11.87 | 288.22 |
| 异常仪表读数 | 45 | 10.85 | 84.32 |
| 过热 | 34 | 8.17 | 4.44 |
| 内泄漏 | 30 | 7.09 | 46.76 |
| 需求启动失败 | 26 | 6.97 | 61.15 |
| 参数误差 | 30 | 6.8 | 57.37 |
| 不稳定输出 | 20 | 4.72 | 42.16 |
| 低输出 | 18 | 4.34 | 17.3 |
| 结构性缺陷 | 14 | 3.32 | 30.96 |
| 破裂 | 11 | 2.5 | 41.15 |
| 其他 | 8 | 1.91 | 11.69 |
| 噪声 | 2 | 0.55 | 4.63 |
| 需求停止失败 | 2 | 0.44 | 3.25 |
| 总计 | 632 | 153.41 | 6832.01 |

3 失效模式及系统薄弱点分析

3.1 失效模式

根据 51 台离心式压缩机在累积运行 3 479 647 h 内的 632 个故障数据,用式 (13) ~ (19) 求出离心式压缩机各失效模式的失效率,见表 3。

由表 3 可以看出,离心式压缩机各种失效模式中在线问题、振动、停机和泄漏等是失效率较高的模式。这些在进行离心式压缩机 RCM 分析时是很重要的参数,可以由此确定设备的重要度。同时可以看出,故障次数多不一定失效率变高,这还与单个压缩机的运行时间有关。

3.2 系统薄弱点分析

在收集离心压缩机的大修时间及维修时间过程中,对离心式压缩机的各项失效单元进行了统计。系统总失效数为 632,其中失效数最多的 10 个单元分别为密封 47 次,转子、叶轮 41 次,干气密封 40 次,主轴密封 38 次,阀 36 次,过滤器 34 次,轴承 32 次,一般仪器 25 次,其他 22 次,止推轴承 22 次。根据这些统计数据,得到此组离心式压缩机中各个单元的失效概率,如图 5 所示。从图 5 中可以看出,这 10 种失效单元的失效概率总和占系统总失效率的 50% 以上。

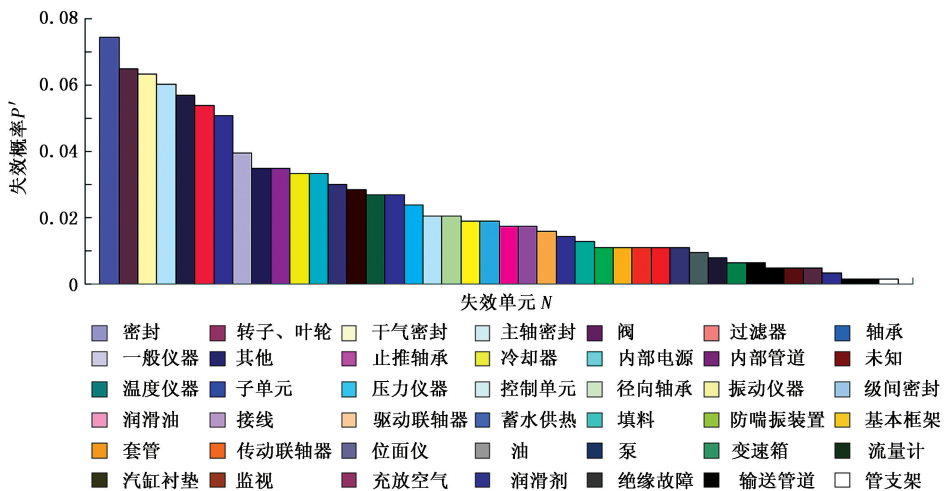


图5 离心式压缩机单元失效概率

Fig.5 Failure probability of unit for centrifugal compressor

4 结论

(1)用最小二乘法和极大似然法对大修时间数据进行威布尔分布参数评估,三参数时的拟合性较

两参数要好,且所得的威布尔分布的变异系数与源数据非常接近。用相同方法确定出该组压缩机的维修时间也服从三参数威布尔分布。

(2)本离心式压缩机的平均无故障时间、平均

维修时间和可用度分别为 27 187h, 489.3 h 和 98.2%, 可靠度 95% 时的离心式压缩机定期维修周期为 9 530 h; 该组离心式压缩机中, 发生概率最高的失效模式为在线问题, 发生概率最高的失效单元为密封件。

参考文献:

- [1] 张松梅. 石化行业几种离心式压缩机故障诊断的应用 [D]. 大连: 大连理工大学机械工程学院, 2006.
ZHANG Songmei. Application on fault diagnosis for certain centrifugal compressor units used in petrochemical industry [D]. Dalian: School of Mechanical Engineering in Dalian University of Technology, 2006.
- [2] 郭丽杰. 基于风险的石化动设备智能维修决策研究 [D]. 北京: 北京化工大学机电工程学院, 2009.
GUO Lijie. Study on risk-based intelligent maintenance decision-making for petrochemical rotating machinery [D]. Beijing: Mechanic and Electronic Engineering in Beijing University of Chemical Technology, 2009.
- [3] 黄振. 石化旋转机械故障诊断及维修管理优化研究 [D]. 秦皇岛: 燕山大学环境与化学工程学院, 2011.
HUANG Zhen. Diagnosis and maintenance management optimization study on petrochemical rotary machinery [D]. Qinhuangdao: College of Environment and Chemical Engineering in Yanshan University, 2011.
- [4] DESHPANDE V S, MODAK J P. Application of RCM for safety considerations in a steel plant [J]. Reliability Engineering & System Safety, 2002, 78(3): 325-334.
- [5] 张慧娟. 异常数据检验的几种方法 [D]. 秦皇岛: 燕山大学理学院, 2012.
ZHANG Huijuan. Several methods for testing outliers [D]. Qinhuangdao: School of Science in Yanshan University, 2012.
- [6] 邵婷婷, 张水利, 张永波. 两种剔除异常数据的方法比较 [J]. 现代电子技术, 2008, 24: 148-150.
SHAO Tingting, ZHANG Shuili, ZHANG Yongbo. Comparison of two methods in eliminating the excrement data [J]. Modern Electronics Technique, 2008, 24: 148-150.
- [7] 金星, 洪延姬, 沈怀荣. 可靠性数据计算及应用 [M]. 北京: 国防工业出版社, 2003.
- [8] NAGATSUKA H, KAMAKURA T, BALAKRISHNAN N. A consistent method of estimation for the three-parameter Weibull distribution [J]. Computational Statistics & Data Analysis, 2013, 58: 210-226.
- [9] 金星, 洪延姬. 系统可靠性评定方法 [M]. 北京: 国防工业出版社, 2005: 71-74.
- [10] 赵呈建. 威布尔分布参数估计的研究 [D]. 天津: 南开大学数学科学学院, 2007.
ZHAO Chengjian. Research on the parameters estimation methods for Weibull distribution [D]. Tianjing: School of Mathematical Sciences in Nankai University, 2007.
- [11] 裴峻峰, 张嗣伟, 齐明侠. 基于可靠性分析与状态监测的钻井泵剩余工作寿命预测 [J]. 中国石油大学学报: 自然科学版, 2010, 34(5): 121-125.
PEI Junfeng, ZHANG Siwei, QI Mingxia. Drilling pump remaining working life prediction based on reliability analysis and condition monitoring [J]. Journal of China University of Petroleum (Edition of Natural Science), 2010, 34(5): 121-125.
- [12] 何正风. MATLAB 概率与数理统计分析 [M]. 2 版. 北京: 机械工业出版社, 2012: 151-154.
- [13] 徐灏. 机械设计手册 [M]. 2 版. 北京: 机械工业出版社, 2000: 1586-1588.
- [14] JOHN I M. Using the Weibull distribution [M]. New Jersey: John Wiley, 2012.
- [15] 严晓东, 马翔, 郑荣跃. 三参数威布尔分布参数估计方法比较 [J]. 宁波大学学报: 理工版, 2005, 18(3): 301-305.
YAN Xiaodong, MA Xiang, ZHENG Rongyue. Comparison of the parameters estimation methods for 3-parameter Weibull distribution [J]. Journal of Ningbo University (Natural Science & Engineering Edition), 2005, 18(3): 301-305.
- [16] 赵冰锋, 吴素君. 三参数威布尔分布参数估计方法 [J]. 金属热处理, 2007, 32(s1): 443-446.
ZHAO Bingfeng, WU Sujun. Parameter estimation methods for 3-parameter Weibull distribution [J]. Heat Treatment of Metals, 2007, 32(s1): 443-446.
- [17] EMAD E E, ABDALLAH W A. A new approach for parameter estimation of finite Weibull mixture distributions for reliability modeling [J]. Applied Mathematical Modeling, 2013, 37(4): 1800-1810.

(编辑 沈玉英)