

doi: 10.7690/bgzdh.2019.11.011

## 正态型不可修部件备件需求预测方法

王瑞奇<sup>1</sup>, 李志强<sup>2</sup>, 顾钧元<sup>1</sup>, 付霖宇<sup>1</sup>

(1. 海军航空大学, 山东 烟台 264001; 2. 中国人民解放军 91388 部队, 广东 湛江 524022)

**摘要:** 为解决维修保障中备件需求预测形式复杂和精度不高的问题, 以正态型不可修部件为对象, 对备件需求预测方法进行研究。从保障概率的角度出发, 介绍与备件保障相关的指标, 建立正态型部件保障概率模型, 通过逆运算确定满足保障概率条件的备件需求数量, 给出寿命服从正态分布的部件备件需求量, 通过案例得出精确预测方法和近似预测方法的应用条件。预测结果表明, 工程近似方法适合于确定较长时间的备件需求量。

**关键词:** 备件需求; 保障概率; 正态分布; 近似估计

**中图分类号:** TJ07 **文献标志码:** A

## Forecasting Method of Spare Parts for Un-repairable Units Obeying Normal Distribution

Wang Ruiqi<sup>1</sup>, Li Zhiqiang<sup>2</sup>, Gu Junyuan<sup>1</sup>, Fu Linyu<sup>1</sup>

(1. Navy Aviation University, Yantai 264001, China; 2. No. 91388 Unit of PLA, Zhanjiang 524022, China)

**Abstract:** In order to solve the problem of complexity and low-precision in spare parts requirement prediction in maintenance, un-repairable parts obeying normal distribution are taken as objects to analyze the method of predicting spare parts requirement. From the perspective of guarantee probability, the indexes related to spare parts are introduced and the guarantee probability model is established for units obeying normal distribution. Then, the number of spare parts required to meet the guaranteed probability is determined through inverse calculation and the spare parts obeying normal distribution can be determined. Through the case, the application conditions of the accurate prediction method and the approximate prediction method are obtained. The prediction results show that the approximate prediction method is suitable for determining the requirement of spare parts in a long time.

**Keywords:** spare parts requirement; guaranteed probability; normal distribution; approximate estimation

### 0 引言

随着我军武器装备由机械化向信息化发展, 由数量规模型向质量效益型转变, 以及“精确保障”概念的提出, 我军按照体系保障、精确保障和集约保障的要求, 不断提高综合保障信息化水平。作为精确保障的基础与关键性工作, 如何准确进行备品备件配置是当前维修保障研究中的一个热点问题, 也是实现精确保障的关键。当前, 国内诸多学者开展了备件需求研究: 王永攀等<sup>[1-2]</sup>针对备件配置冗余性强、批量送修和多级维修问题, 综合考虑备件费用、维修能力和库存数量等因素, 研究了系统的两级备件优化配置和批量配置问题; 陈鲁聪等<sup>[3]</sup>从自动测试设备的状态监测技术手段出发, 研究了劣化不可修元件的系统备件更换订购策略。

分析当前备品备件配置存在的问题可以发现:

1) 现有的备件需求预测理论不完善, 部分备件预测模型形式复杂、应用条件有限; 2) 备件需求近似预

测方法精度不高、误差较大, 造成备件需求预测结果不实用。李志强等<sup>[4]</sup>应用 PDF-CDF 确定了随船备品备件的配置数量, 并借助 OPUS 软件进行了模型验证。刘任洋等<sup>[5]</sup>提出了一种基于任意寿命分布的系统备件需求量预测方法, 解决表决门系统备件数量计算复杂、不精确问题。孙伟奇等<sup>[6]</sup>针对备件消耗数据少的问题, 提出了基于 LS-SVM 方法的新型部件备件预测方法。但是, 近似计算方法具有一定的应用局限性, 不能在任何条件下通用。为了使备件预测结果更加科学、合理, 应该从部件的寿命分布和可靠性指标角度出发进行模型构建<sup>[7-9]</sup>。郭小威等<sup>[10]</sup>构建了寿命服从指数分布的任务系统可靠性分析模型, 进而确定了系统在冷储备模式下的备件携行量。刘天华等<sup>[11-13]</sup>针对寿命服从 Weibull 分布的部件, 研究了可修与不可修部件的备件需求预测方法, 并提出了其指数分布近似计算。鉴于现有研究主要针对指数分布和 Weibull 分布型部件展开, 笔者将从理论计算和工程应用的角度出发, 对正态

收稿日期: 2019-05-21; 修回日期: 2016-06-30

基金项目: 国家自然科学基金(51605487)

作者简介: 王瑞奇(1980—), 男, 河南人, 博士, 从事装备综合保障、质量监控研究。E-mail: 52210902@qq.com。

型部件的备件需求预测方法展开研究，分析 2 种预测方法在工程实践中的应用时机。

### 1 备件常用保障指标

#### 1.1 常见的备件保障指标

常见的与备件保障相关的指标包括保障概率、期望短缺数、使用可用度等。

1) 保障概率指在规定的時間周期  $T$  内装备部件不缺备件的概率，也称备件满足率 (fill rate, FR)。当备件数量为  $n$ ，保障时间为  $T$  时，保障概率为

$$P(n, T) = P\{N(T) \leq n\} \tag{1}$$

其中  $N(T)$  是時間周期  $T$  内的故障次数。

2) 平均保障概率 (average spare supportability, ASS) 是整个保障周期  $T$  时间内保障概率的平均值

$$\bar{P}(n, T) = \frac{1}{T} \int_0^T P(n, T) dt \tag{2}$$

3) 期望短缺数 (expected back order, EBO) 是在规定時間  $T$  内持续备件需求未被满足的平均次数，表示为

$$EBO(s) = \sum_{n=s+1}^{\infty} (n-s) P(N(T)=n) \tag{3}$$

其中  $s$  表示备件配置数量。

4) 平均备件需求量 (average spare requirement, ASR) 是在规定時間  $T$  内的所需备件数量的平均值，表示为

$$M(T) = T/E \tag{4}$$

其中  $E$  为备件的平均寿命。

5) 平均备件延误时间 (mean logistic delay time, MLDT) 是取得必要的维修资源而不能及时对装备进行维修所延误时间的平均值，表示为规定的时间内装备总保障延误时间与故障总次数之比：

$$T_{LD} = T_{SR} [1 - P(n, T)] \tag{5}$$

其中： $T$  为补给周期内日历时间； $T_{SR}$  为平均供应反应时间。

6) 使用可用度 (availability of operation, AO) 指在实际应用中描述装备在规定时间内、规定条件下，以及具有规定资源时能够开始执行任务的能力，表示为

$$A_o = \frac{T_{BF}}{T_{BF} + \bar{M}_{ct} + [1 - P(n, T)] T_{SR}} \tag{6}$$

其中： $T_{BF}$  为平均工作间隔时间； $\bar{M}_{ct}$  为平均修复

时间。

保障概率考查的是部件在使用阶段的平均备件延误时间、使用可用度以及战备完好率等指标，包括备件供应、使用以及维修等环节在内的备件保障性。保障概率是一项基本的保障指标，物理意义直观，工程中易于统计，能够较好地衡量备件供应管理水平。

#### 1.2 备件保障概率模型

对于不可修元件，若在  $(0, T]$  内配置  $n$  个相同的备件，假设这  $n$  个备件的寿命分别为  $X_i (i=1, 2, \dots)$ 。设  $X_1, X_2, \dots$  是独立同分布的非负连续型随机变量序列，其分布函数均为  $F(t)$ ，密度函数为  $f(t)$ ，均值为  $E = \int_0^{\infty} t f(t) dt$ 。当部件出现故障时，立即利用备件进行更换，以保证部件能够正常工作。令

$$S_0 = 0, \\ S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n \tag{7}$$

式中  $S_n$  是随机变量的部分和，表示  $n$  个部件连续工作的時間之和。 $S_n$  的分布函数为

$$F^{(n)}(t) = P\{S_n \leq t\} = \int_0^t f^{(n)}(t) dt \tag{8}$$

令

$$N(t) = \sup\{n, S_n \leq t\} \tag{9}$$

式中  $\{N(t), t > 0\}$  是一个取非负整数的随机过程，其時間空间为  $(0, \infty)$ ，样本空间为  $\{0, 1, \dots\}$ ，则  $\{N(t), t > 0\}$  为更新过程， $S_n$  为更新时间 (再生点)， $F(t)$  称为更新寿命分布， $N(t)$  表示  $(0, t]$  时间内的更新次数。由于事件  $\{N(t) \geq k\}$  和  $\{S_k \leq t\}$  等价，即  $\{N(t) \geq k\} = \{S_k \leq t\}$ ，因此，有  $\{N(t) = k\} = \{S_k \leq t < S_{k+1}\}$ 。

对于给定時間  $T$ ，在時間  $(0, T]$  内，恰好发生  $k$  次故障的概率为

$$P\{N(t) = k\} = P\{S_k \leq t < S_{k+1}\} = \\ P\{S_k \leq t\} - P\{S_{k+1} \leq t\} = F^{(k)}(t) - F^{(k+1)}(t) \tag{10}$$

因此，有：

1) 在  $(0, T]$  时间内不超过  $n$  次故障的概率，即备件的保障概率为

$$\alpha = P\{N(T) \leq n\} = \sum_{k=0}^n P(k) = \\ \sum_{k=0}^n [F^{(k)}(T) - F^{(k+1)}(T)] = 1 - F^{(n+1)}(T) \tag{11}$$

给定保障概率  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ ，就可以利用式(11)

求得在时间  $(0, T]$  内所需要的备件需求量, 即

$$F^{(N_{\alpha+1})}(T) = 1 - \alpha. \quad (12)$$

2) 在工程中, 还需要对部件工作时间内的平均备件需求数量进行预测, 可通过计算更新函数  $M(t)$  得到:

$$M(t) = EN(t) = \sum_{k=1}^{\infty} kP\{N(t) = k\} = \sum_{k=1}^{\infty} k[F^{(k)}(t) - F^{(k+1)}(t)] = \sum_{k=1}^{\infty} F^{(k)}(t). \quad (13)$$

## 2 正态型部件备件需求预测方法

### 2.1 正态型部件保障概率模型

利用式(12)可以确定正态型备件保障概率模型, 即对于参数为  $(E, \sigma)$  的正态分布, 其中  $E$  为平均寿命,  $\sigma$  为标准方差, 其对应的分布函数可以表示为  $F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_0^t \exp\left(-\frac{(y-E)^2}{2\sigma^2}\right) dy$ , 概率密度函数表示为  $f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{(t-E)^2}{2\sigma^2}\right)$ ,  $F(t)$  的  $k$  重卷积为

$$F^{(k)}(t) = \Phi\left(\frac{t - kE}{\sigma\sqrt{k}}\right). \quad (14)$$

1) 在  $(0, T]$  时间内的备件保障概率为

$$\alpha = 1 - \Phi\left(\frac{T - (n+1)E}{\sigma\sqrt{n+1}}\right). \quad (15)$$

2) 在  $(0, T]$  时间内的平均备件需求数量为

$$M(T) = \sum_{k=1}^{\infty} F^{(k)}(T) = \sum_{k=1}^{\infty} \left[ \Phi\left(\frac{T - kE}{\sigma\sqrt{k}}\right) \right]. \quad (16)$$

在已知时间  $T$  及部件的寿命分布参数  $(E, \sigma)$  后, 可确定正态型部件的备件需求数量与平均备件需求数量。

### 2.2 备件需求确定的工程方法

由于不方便直接计算正态型备件保障概率模型(15), 尤其是利用式(16)计算其平均备件需求数量更为困难; 因此, 国军标 GJB4355 从工程角度给出了相应的近似计算方法<sup>[14-15]</sup>:

$$S_N = \frac{T}{E} + u_{\alpha} \sqrt{\frac{\sigma^2 T}{E^3}}. \quad (17)$$

其中  $(E, \sigma)$  分别为平均寿命与标准差。

## 3 算例分析

式(17)实际上是为方便工程使用而给出的一种近似方法。为了验证式(17)的近似精度, 将式(15)得到的备件需求数量  $n$  作为参照, 与利用式(17)的工程方法得到的备件需求数量  $n'$  进行比较。为了方便比较, 取备件的平均寿命为单位 1, 方差取为 0.2、0.4、0.8, 保障时间  $T$  取 0.4~2.0, 保障概率要求为 0.8 与 0.98。分别按照式(15)和式(17)计算备件需求数量。

1) 第 1 组算例: 参数为  $(E, \sigma) = (1, 0.2)$ , 保障概率为 0.98 时, 不同的保障时间所需要的备件数量见表 1。类似地, 保障概率为 0.8 时, 计算结果见表 2。

2) 第 2 组算例: 参数为  $(E, \sigma) = (1, 0.4)$ , 保障概率为 0.98 时, 不同保障时间所需要的备件数量如表 3 所示。类似地, 在保障概率为 0.8 时, 备件需求数量的计算结果见表 4 所示。

3) 第 3 组算例: 参数为  $(E, \sigma) = (1, 0.8)$ , 保障概率为 0.98 时, 不同保障时间所需要的备件数量如表 5 所示。类似地, 在保障概率为 0.8 时, 备件需求数量的计算结果如表 6 所示。

表 1 方差为 0.2、保障概率为 0.98 时的备件需求数量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	0.757 5	1.261 3	1.503 7
近似值	0.659 8	1.167 4	1.410 7
相对误差/%	-12.9	-7.44	-6.18
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	1.977 6	2.441 9	2.671 3
近似值	1.886 0	2.351 1	2.580 9
相对误差/%	-4.63	-3.72	-3.38

表 2 方差为 0.2、保障概率为 0.8 时的备件需求数量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	0.521 6	0.965 4	1.183 1
近似值	0.506 5	0.950 6	1.168 3
相对误差/%	-2.9	-1.54	-1.25
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	1.613 8	2.040 4	2.252 6
近似值	1.599 2	2.025 8	2.238 0
相对误差/%	-0.91	-0.72	-0.65

表 3 方差为 0.4、保障概率为 0.98 时的备件需求数量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	1.357	1.946	2.226
近似值	0.919	1.535	1.822
相对误差/%	-32.3	-21.1	-18.2
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	2.766	3.290 1	3.547 2
近似值	2.372	2.902 2	3.161 8
相对误差/%	-14.3	-11.79	-10.87

表 4 方差为 0.4、保障概率为 0.8 时的备件需求量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	0.677 0	1.163 1	1.398 1
近似值	0.612 9	1.101 1	1.336 6
相对误差/%	-9.47	-5.33	-4.39
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	1.859 0	2.311 9	2.536 1
近似值	1.798 3	2.251 7	2.476 1
相对误差/%	-3.26	-2.60	-2.37

表 5 方差为 0.8、保障概率为 0.98 时的备件需求量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	3.453	4.145	4.476 0
近似值	1.439	2.269	2.643 0
相对误差/%	-58.3	-45.3	-40.95
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	5.116	5.734	6.036 8
近似值	3.344	4.004	4.323 6
相对误差/%	-34.6	-30.2	-28.38

表 6 方差为 0.8、保障概率为 0.8 时的备件需求量

保障时间	0.4	0.8	1.0
精确值	1.109 1	1.670 1	1.937 1
近似值	0.825 8	1.402 2	1.673 3
相对误差/%	-25.54	-16.04	-13.62
保障时间	1.4	1.8	2.0
精确值	2.454 9	2.958 0	3.205 5
近似值	2.196 7	2.703 3	2.952 2
相对误差/%	-10.52	-8.61	-7.9

#### 4 结论

由正态型不可修部件的备件预测结果可知：

1) 正态分布的方差对工程近似方法的精度影响较大。当方差较大时，正态型备件需求量的近似结果与真实结果相差较大；当方差较小时，近似效果较好。

2) 工程近似方法的近似效果与保障概率密切相关。从不同的算例来看，工程近似方法所获得的备件需求量均比实际结果偏小，且随着保障概率的增大，偏小的程度也逐渐增大。

3) 工程近似方法适合于确定较长时间的备件需求量。随着保障时间的增大，工程近似方法计算得到的备件需求量与实际真实结果的相对误差越来越小。对于执行短期任务期间所需要的备件数量，利用正态型备件需求量的工程近似方法不合适，必须研究新的正态型备件需求量确定工程近似方法。

#### 参考文献：

- [1] 王永攀, 常春贺, 杨江平. 考虑串件拼修的 k/N 系统批量备件配置方法[J]. 系统仿真学报, 2017, 29(3): 654-661.
- [2] 王永攀, 杨江平, 张宇, 等. 相控阵天线阵面两级备件优化配置模型[J]. 国防科技大学学报, 2017, 39(3): 172-178.
- [3] 陈鲁聪, 冯玉光, 史贤俊. 一种基于状态监控的自动测试系统更换订购策略[J]. 兵工自动化, 2018, 37(7): 24-28.
- [4] 李志强, 徐廷学, 董琪, 等. 基于 PDF-CDF 的随船备件优化配置方法[J]. 火力与指挥控制, 2018, 43(1): 17-22.
- [5] 刘任洋, 李庆民, 王慎, 等. 任意寿命分布单元表决系统备件需求量的解析算法[J]. 系统工程与电子技术, 2016, 38(3): 714-718.
- [6] 孙伟奇, 周斌, 史玉敏, 等. 基于 LS-SVM 的新机备件需求预测[J]. 兵工自动化, 2018, 37(7): 71-74.
- [7] 李志强, 徐廷学, 董琪, 等. 基于 Markov 模型的多状态不可修元件可靠性评估[J]. 电光与控制, 2017, 24(9): 58-63.
- [8] 李志强, 徐廷学, 顾钧元, 等. 视情维修条件下的多状态控制单元可用性建模与分析[J]. 兵工学报, 2017, 38(11): 2240-2250.
- [9] 李志强, 徐廷学, 石中奇, 等. 基于 Markov 过程的多状态可修元件可靠性建模[J]. 航空兵器, 2018(5): 79-84.
- [10] 郭小威, 李保刚. 备件冷储备方案下装备群任务可靠性建模[J]. 火力与指挥控制, 2016, 41(1): 161-165.
- [11] 刘天华, 张志华, 李庆民, 等. 威布尔型多不可修部件备件需求确定方法[J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32(9): 2010-2015.
- [12] 刘天华, 张志华, 梁胜杰, 等. 一种 Weibull 型备件需求量的改进算法[J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32(5): 1124-1128.
- [13] 刘天华, 张志华, 李大伟, 等. Weibull 分布更新函数的指数近似算法[J]. 北京航空航天大学学报, 2012, 38(6): 816-818.
- [14] 李金国, 丁红兵. 备件需求量计算模型分析[J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2000, 18(6): 11-14.
- [15] 张建军, 李树芳, 张涛, 等. 备件保障度评估与备件需求量研究[J]. 电子产品可靠性与环境试验, 2004, 22(6): 18-22.