

## 基于 NHCTMM 的多态系统不完全预防性维修决策研究

潘刚<sup>1,2</sup>, 尚朝轩<sup>1</sup>, 蔡金燕<sup>1</sup>, 梁玉英<sup>1</sup>, 孟亚峰<sup>1</sup>, 张国龙<sup>2</sup>

(1. 军械工程学院电子与光学工程系, 石家庄 050003; 2. 洛阳电子装备试验中心, 河南 洛阳 471003)

**摘要:** 为提高 LRU 系统的任务完成能力, 降低维修资源消耗, 提出了基于 NHCTMM 的系统不完全预防性维修决策方法。采用 NHCTMM 描述部件的状态退化过程, 利用通用生成函数方法对系统的可靠性进行分析, 在不完全维修模型的基础上, 提出了基于不完全维修的预防性维修决策方法, 确保系统在有限的服役期内获得最大效费比, 并以某雷达功率放大器 LRU 系统为例进行分析, 结果说明该方法具有很强的通用性和工程应用价值。

**关键词:** LRU 系统; 预防性维修; 维修决策; NHCTMM

**中图分类号:** N945; TB114.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-637X(2017)05-0097-06

## NHCTMM Based Imperfect Preventive Maintenance Decision for Multi-state System

PAN Gang<sup>1,2</sup>, SHANG Chao-xuan<sup>1</sup>, CAI Jin-yan<sup>1</sup>, LIANG Yu-ying<sup>1</sup>, MENG Ya-feng<sup>1</sup>, ZHANG Guo-long<sup>2</sup>

(1. Department of Electronic and Optic Engineering, Ordnance Engineering College, Shijiazhuang 050003, China;

2. Luoyang Electronic Equipment Testing Center, Luoyang 471003, China)

**Abstract:** In order to improve the mission completion capability of Line Replaceable Unit (LRU) system, and reduce the maintenance resource consumption, a maintenance decision method for multi-state system based on Non-Homogeneous Continuous Time Markov Model (NHCTMM) was provided. NHCTMM was used to describe the degradation process of components, and the universal generating function was used to analyze the reliability of the system. Based upon the imperfect maintenance decision model, an imperfect preventive maintenance decision method was proposed, which ensured that the system could obtain maximum benefit-cost ratio in the limited service period. Verification was conducted to a radar power amplifier LRU system, and the result showed that this method has a strong versatility and engineering application value.

**Key words:** LRU system; preventive maintenance; maintenance decision; NHCTMM

### 0 引言

当前, 新型雷达装备的集成度和复杂度越来越高, 突出特点是采用统一的大板接插结构, 由标准接口的现场可更换单元(LRU)组成, 随工作时间的累积和维修次数的增加, 某些 LRU 系统(单部件电子系统)往往会出现性能退化, 其多状态系统特性明显。电子系统在运行过程中, 由于环境因素或者其他未知条件的影响, 通常会遭受各种冲击损伤和性能退化。对于多状态系统, 会因系统内部件失效或性能退化而由性能高的状态向性能低的状态演变, 倘若整个系统的性能

不能满足最小任务性能需求水平, 则可认为系统失效<sup>[1]</sup>。对复杂多态系统的维修决策进行研究, 有助于揭示系统退化和维修措施对系统状态性能影响的潜在规律, 从而制定更加合理、高效、经济的维修计划<sup>[2]</sup>。

文献[3]首先对多态系统的维修决策进行研究, 而后引起学者的广泛兴趣。系统的维修管理方式主要经历3个阶段: 从起初的事后维修发展到预防性维修, 进一步发展到状态维修<sup>[4]</sup>。对于装备系统, 预防性维修具有极为重要的作用, 因为合理、高效的预防性维修可以提高设备的可用度, 降低设备的突发失效概率, 提高装备系统的战场保障能力。从维修效果的角度来分析, 针对复杂多态系统的预防性维修决策研究主要分为2类: 一是基于“完好维修”和“最小维修”假设的多态系统的预防维修决策研究<sup>[5]</sup>; 二是基于“不完全完好维修”假设的多态系统预防维修决策分析<sup>[6-12]</sup>。由上

收稿日期: 2016-04-25

修回日期: 2017-02-06

基金项目: 国家自然科学基金(61271153, 61372039)

作者简介: 潘刚(1987—), 男, 山东新泰人, 博士生, 研究方向为多态系统可靠性评估与维修决策。

述 2 点分析不难发现,预防性维修方法主要集中于 2 点:一是基于系统可靠性分析的预防性维修决策研究<sup>[9-12]</sup>;二是基于状态的预防性维修决策研究<sup>[7-8,13]</sup>。上述文献从不同的角度对多态系统的预防性维修进行研究,但是针对 LRU 系统的预防性维修决策研究相对较少,此外,在对系统状态退化过程描述方面,多态系统任意状态之间的转移时间并非一定服从指数分布,采用 Markov 过程描述系统的状态转移过程并不恰当。实际中,系统的衰退过程不仅与其所处的状态有关,还与其役龄相关。鉴于此,本文针对多态系统在有限服役时间内可能同时具有退化失效和泊松(突发)失效的情况,假定系统在状态演变过程可用非齐次连续时间 Markov 模型(Non-Homogeneous Continuous Time Markov Model, NHCTMM)描述部件之间的状态转移,以不完全维修为基础,提出了基于 NHCTMM 的多态系统预防性维修决策方法,并以实例对本文所提决策方法进行验证说明。

### 1 模型描述

#### 1.1 基本假设

1) 假定某 LRU 系统首次服役,  $T_1$  时间后对其预防性维修,经过  $T_{\alpha,1}$  时间后维修任务结束,则  $T_1$  为系统的第一个运行周期,  $T_{\alpha,1}$  为系统的第一个维修周期,  $T_{c,1} = T_1 + T_{\alpha,1}$  为系统的第一个寿命周期。依次,系统在经过  $N-1$  次预防性维修后继续服役,经过  $T_N$  时间后对其维修,经过  $T_{\alpha,N}$  时间后维修任务结束,则  $T_N$  为系统的第  $N$  个运行周期,  $T_{\alpha,N}$  为系统的第  $N$  个维修周期,  $T_{c,N} = T_N + T_{\alpha,N}$  为系统的第  $N$  个寿命周期。其中,  $1 \leq N \leq N^*$ ,  $N^*$  为截止至服役期结束时系统的总维修次数。

2) 假定对 LRU 系统进行预防性维修时,可以使系统的状态恢复到最好性能状态,但并非修复如新,在下一个维修周期内,被修复后的系统从高性能状态衰退到低性能状态的速度加快,换言之,系统的状态转移率将呈比例增长。

3) 假定系统在第一个运行周期内任意状态之间的瞬时状态转移率为  $\lambda_{k,k}^1(t)$ ,由假设 2) 可知,系统的瞬时状态转移率随着维修次数的增加呈比例的增长,在此假定比例系数  $\beta_N = (\beta_0)^{N-1}$ ,且满足  $\beta_0 > 1$ ,  $N$  为预防性维修次数。

#### 1.2 退化型多状态系统描述

1) 某全新系统在  $t=0$  时刻首次投入使用,计划服役时间为  $T_{end}$ ,当系统的工作时间超过  $T_{end}$  或发生突发失效时,将被全新系统替换。

2) 假定系统的最小任务性能需求为  $w$ ,当系统的性能水平低于最小任务性能需求  $w$  时,系统不满足任

务需求,认为系统失效。

3) 实际中,由于环境因素或者其他未知条件的影响,系统通常会遭受各种冲击损伤和性能退化。因此,对于多状态系统,其性能可能由性能高的状态向性能低的状态演变,或者由高性能状态直接跳转至低性能状态,也可能由较高性能状态直接跳转到失效状态。基于此,假设多态系统在第  $N$  个运行周期内具有  $M$  个可能的状态,其 Markov 模型描述过程如图 1 所示。

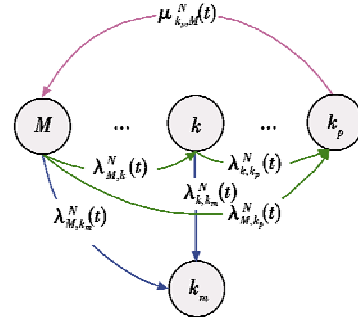


图 1 多态系统的状态转移过程

Fig. 1 State-transition diagram of multi-state system

图 1 中:  $M$  为系统“完好性能”状态;  $k$  为中间某工作状态;  $k_p$  为系统的预防性维修阈值状态;  $k_m$  为系统的失效状态;  $\lambda_{M,k}^N(t)$  表示在  $t$  时刻系统由“完好性能”状态  $M$  跳转至状态  $k$  的瞬时状态转移率;  $\lambda_{M,k_p}^N(t)$  表示在  $t$  时刻系统由“完好性能”状态  $M$  跳转至预防性维修阈值状态  $k_p$  的瞬时状态转移率;  $\lambda_{M,k_m}^N(t)$  表示在  $t$  时刻系统由“完好性能”状态  $M$  跳转至失效状态  $k_m$  的瞬时状态转移率;  $\lambda_{k,k_p}^N(t)$  表示在  $t$  时刻系统由中间某状态  $k$  跳转至预防性维修阈值状态  $k_p$  的瞬时状态转移率;  $\lambda_{k,k_m}^N(t)$  表示在  $t$  时刻系统由中间某状态  $k$  跳转至失效状态  $k_m$  的瞬时状态转移率。其中,  $k_p < k < M, w < k_p < k, 1 \leq k_m \leq w, w$  为多态系统的最小任务性能需求。

4) 为了直观地对图 1 进行描述,假定  $N=1, M=6, k_p=3, k_m=2$ ,系统的瞬时状态转移率矩阵  $\pi_1(t)$  可表示为

$$\pi_1(t) = \begin{bmatrix} \lambda_{6,6}^1(t) & \lambda_{6,5}^1(t) & \lambda_{6,4}^1(t) & \lambda_{6,3}^1(t) & \lambda_{6,2}^1(t) & \lambda_{6,1}^1(t) \\ 0 & \lambda_{5,5}^1(t) & \lambda_{5,4}^1(t) & \lambda_{5,3}^1(t) & \lambda_{5,2}^1(t) & \lambda_{5,1}^1(t) \\ 0 & 0 & \lambda_{4,4}^1(t) & \lambda_{4,3}^1(t) & \lambda_{4,2}^1(t) & \lambda_{4,1}^1(t) \\ \mu_{3,6}^1(t) & 0 & 0 & \lambda_{3,3}^1(t) & \lambda_{3,2}^1(t) & \lambda_{3,1}^1(t) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{2,2}^1(t) & \lambda_{2,1}^1(t) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{1,1}^1(t) \end{bmatrix} \circ$$

5) 在任意  $t$  时刻,系统在各个状态的概率分布可通过 Kolmogorov 微分方程组得到

$$d\mathbf{p}_1(t)/dt = \mathbf{p}_1(t)\pi_1(t) \quad (1)$$

式中,  $\mathbf{p}_1(t) = \{p_{1,6}(t), \dots, p_{1,2}(t), p_{1,1}(t)\}$ ,  $\sum_{k=1}^6 p_{1,k}(t) = 1$ , 方程组的初始条件可根据部件的初始状态确定。

## 2 多态系统可靠性分析

假定系统在第  $N$  个运行周期内的通用生成函数为

$$U_N(z, t) = \sum_{k_s=1}^M p_{N,k_s} \cdot z^{g_{N,k_s}} \quad (2)$$

式中： $g_{N,k_s}$  表示系统在第  $N$  个运行周期内第  $k_s$  个状态的状态性能； $p_{N,k_s}$  表示  $t$  时刻系统在第  $N$  个运行周期内第  $k_s$  个状态的概率； $k_s \in \{M, \dots, 1\}$ ， $M$  为系统的“完好性能”状态； $1 \leq N \leq N^*$ ， $N^*$  为截止至服役期结束时系统的总维修次数。

系统在第  $N$  个运行周期内的可靠度为

$$R_N(t) = Pr\{G_N \geq w\} = \sum_{k_s=1}^M p_{N,k_s}(t) \cdot 1(g_{N,k_s} - w \geq 0) \quad (3)$$

式中， $1(g_{N,k_s} - w \geq 0)$  为示性函数，用于表征系统状态性能与最小任务性能需求的关系。当  $g_{N,k_s} - w \geq 0$  时， $1(g_{N,k_s} - w \geq 0) = 1$ ，当  $g_{N,k_s} - w < 0$  时， $1(g_{N,k_s} - w \geq 0) = 0$ ， $G_N = \{g_{N,M}, \dots, g_{N,k_s}, \dots, g_{N,1}\}$ 。

## 3 多态系统的维修决策模型

### 3.1 模型假设

对于装备系统，在一定特殊时期内要求其正常高效地工作，对于该类多态系统的维修决策分析之前，首先对系统做如下假设。

1) 对系统状态性能进行周期性检测，如果状态性能值小于预防性维修阈值时，则对其进行预防性维修。

2) 由于突发失效致使系统失效后，对系统进行完好事后维修，即使系统修复如新，并结束该系统的寿命周期。

3) 假定系统在任意时刻的状态概率分布  $p_s(t)$  可通过式(1)计算得到。

4) 假定系统在第  $N$  次维修时平均修复时间服从概率密度函数为  $f(t, m_N, \eta_N) = (m_N/\eta_N) \cdot (m_N \cdot t)^{m_N-1} \cdot \exp(-t/\eta_N)^{m_N}$ ，分布函数为  $F(t, m_N, \eta_N) = 1 - \exp(-t/\eta_N)^{m_N}$  的 Weibull 分布，其中， $t \geq 0, m_N > 0, \eta_N > 0$  且分别为形状参数、尺度参数，分布参数可以通过对维修记录和专家经验知识进行统计分析得到。

5) 假定系统的  $N$  次维修所需时间的分布参数满足如下关系：形状参数  $m_N = m_0 \cdot \zeta_{pm}^{N_{pm}}$ ，尺度参数为  $\eta_N = \eta_0 \cdot \gamma_{pm}^{N_{pm}}$ 。其中： $m_N, \eta_N$  分别为第  $N$  次维修时，Weibull 分布的形状参数和尺度参数； $m_0, \eta_0$  分别为 Weibull 分布的初始形状参数和尺度参数值； $N_{pm}$  为预防性维修次数； $\zeta_{pm} \leq 1, \gamma_{pm} \leq 1$  为比例因子， $\gamma_{pm} = (\gamma_{pm0})^{RF}$ ， $RF$  为与预防性维修阈值有关的参数，且满足  $RF = 1 - \bar{E}_{pm}$ ， $\gamma_{pm0}$  为比例因子  $\gamma_{pm}$  的初始值， $\bar{E}_{pm}$  为预防性维修阈值。

6) 假定可用平均维修时间来表征系统一次维修所需的时间，则系统第  $N$  次维修所需时间可表示为

$$T_{\alpha,N}(t) = \int_0^{\infty} t \cdot f(t, m_N, \eta_N) dt$$

关于 Weibull 分布的平均维修时间可表示为  $E_N(T) = \eta_N \cdot \Gamma(1 + \frac{1}{\alpha_N})$ ，其中， $\Gamma(\cdot)$  为伽马函数<sup>[14]</sup>。

7) 系统在停机维修时，其状态性能不会继续发生退化，同时停机会造成一定的损失，并对损失进行一定的补偿。

### 3.2 维修决策目标

1) 对系统进行预防性维修，可减少环境因素或者其他未知条件对系统性能的影响，降低突发失效的概率。

2) 系统在第  $N$  个运行周期内，进行第  $N$  次预防性维修时系统正常运转的时间为

$$T_N = \int_0^{+\infty} \left( \sum_{k_s=k_p}^M p_{N,k_s}(t) \right) dt \quad (4)$$

式中： $k_p$  为系统采取预防性维修时系统所处状态； $M$  为系统的最高性能状态。

3) 令  $C_w, C_{pm}, C_{dm}$  和  $C_r$  分别表示系统正常工作时单位时间内产生的效益、单位时间的不完全预防性维修费用、系统每次停机对用户的补偿、系统服役期结束时所需固定更换费用，一般认为  $C_{pm} \ll C_r$ ，由于系统的更换过程较短，此时认为可忽略不计。

4) 若截止至有限寿命周期时，系统仅采用预防性维修，其期望净效益为

$$B = B_{DF} + B_{CF} \quad (5)$$

式中： $B$  为系统在有限寿命周期内总的净效益； $B_{DF}$  为系统状态逐渐退化至预防性维修阈值时，对其实施不完全预防性维修，直至系统在有限寿命周期结束时所产生的净效益，其可表示为  $B_{DF} = C_w \cdot \sum_{N=0}^{N^*} \bar{T}_N - C_{pm} \cdot \sum_{N=0}^{N^*-1} P_N(w < g_{k_s} \leq E_p) \cdot \bar{T}_{N,\alpha} - \sum_{N=0}^{N^*-1} P_N(w < g_{k_s} \leq E_p) \cdot C_{dm}$ ； $B_{CF}$  为系统发生突发失效寿命周期截止时，系统产生的净效益。现对系统第  $N$  个运行周期内以突发失效结束服役的情况进行重点分析，具体分析如下所述。

① 当系统“完好性能”状态  $M$  直接跳转至  $k_m$  时，系统的期望净效益为  $C_d$ 。系统在第  $N$  个运行周期内由状态  $M$  直接跳转至  $k_m$  的转移时间分布函数为  $F_{M,k_m}^N(t) = 1 - \exp(-\int_0^t \lambda_{M,k_m}^N(\tau) d\tau)$ 。同理可得，系统由状态  $M$  直接跳转至  $k$  的转移时间分布函数为  $F_{M,k}^N(t) = 1 - \exp(-\int_0^t \lambda_{M,k}^N(\tau) d\tau)$ 。进一步可得系统第  $N$  个运行周期内在状态  $M$  的平均条件驻留时间为

$\bar{T}_{M,k_m}^{*,N} = \int_0^\infty t \cdot f_{M,k_m}^N(t) dt$ 。其中,  $f_{M,k_m}^N(t)$  为系统第  $N$  个运行周期内在状态  $M$  的驻留时间的概率密度函数, 则可得系统在此时的期望效益为  $C_{d_i} = C_w \cdot \bar{T}_{M,k_m}^{*,N}$ 。

② 当系统第  $N$  个运行周期内“某工作状态  $k$  直接跳转至  $k_m$  时, 系统的期望效益为  $C_{d_i}$ , 其中,  $k \in (k_p, M)$ 。根据①可得, 系统第  $N$  个运行周期内在状态  $k$  直接跳转至  $k_m$  时, 系统的期望效益为  $C_{d_k} = C_w \cdot \bar{T}_{M,k_m}^{*,N}$ 。

③ 系统第  $N$  个运行周期内发生突发失效后, 所需的维修更换费用为  $C_r$ 。采用 Semi-Markov 过程求解状态概率的思想, 可得系统第  $N$  个运行周期内由状态  $k$  直接跳转至  $k_m$  核的矩阵元素为  $Q_{k,k_m}^N(t) = \Pr\{(T_{k,k_2-1}^N > t) \& \dots (T_{k_2,k_p}^N > t) \& \dots (T_{k_2,k_m}^N \leq t)\} = \int_0^t [1 - F_{k_2,k_2-1}^N(u)] \dots [1 - F_{k_2,k_p}^N(u)] dF_{k_2,k_m}^N(u)$ 。其中,  $k_2 \in (k_p, M)$ 。采用核矩阵, 可得嵌入式 Markov 链的一步转移概率为  $\theta_{k_2,k_m}^N = \lim_{t \rightarrow \infty} Q_{k_2,k_m}^N(t)$ 。进一步可得系统发生突发失效的概率为  $P_{CF} = \sum_{k_2=k_p+1}^M P_{k_2}^N \cdot \theta_{k_2,k_m}^N$ , 其中,  $P_{k_2}$  为系统在  $k_2$  状态的概率, 则在突发失效情况下系统的维修更换费用为  $P_{CF} \cdot C_r$ 。

④ 综合上述3点, 系统发生突发失效时产生期望净效益为  $B_{CF} = \sum_{N=0}^{N^*} (P_{CF} \cdot C_w \cdot \bar{T}_{k,k_m}^{*,N} - P_{CF} \cdot C_r)$ 。

5) 定义  $BC(\bar{E}_p, N)$  为系统在有限寿命周期内的期望效费比, 表示为

$$BC(\bar{E}_p, N) = \frac{B_{DF} + B_{CF}}{C_1 + C_2 + C_3} \quad (6)$$

式中:  $C_1 = C_{pm} \cdot \sum_{N=0}^{N^*-1} P_N(w < g_k \leq E_p) \cdot \bar{T}_{N,\alpha}$ ;  $C_2 = \sum_{N=0}^{N^*-1} P_N(w < g_{k_2} \leq E_p) \cdot C_{dm}$ ;  $C_3 = \sum_{N=0}^{N^*} \sum_{k_2=k_p+1}^M P_{k_2}^N \cdot \theta_{k_2,k_m}^N \cdot C_r$ 。

6) 系统的最优更换维修决策可通过搜索最佳  $\{\bar{E}_p^*, N^*\}$ , 使得系统在有限的寿命周期内的效费比最大, 即

$$\{\bar{E}_p^*, N^*\} = \arg \{BC(\bar{E}_p, N) \rightarrow \max\}_{\{\bar{E}_p, N\}} \quad (7)$$

### 3.3 维修决策变量

由3.2节维修决策目标的分析可知, 通过搜索最佳  $\{\bar{E}_p^*, N^*\}$  可得系统在有限寿命周期内的效费比最大, 然而仅通过变量  $\{\bar{E}_p^*, N^*\}$ , 维修决策者还不能直接地开展维修工作, 鉴于此, 将上述变量改为  $\{\bar{E}_p^*, T_N'\}$ , 其中,  $0 < N \leq N^*$ ,  $w < \bar{E}_p^* < g_M, g_M$  为系统的“完好性能”状

态,  $T_N'$  为每次实施预防性维修时对应的时刻。

### 3.4 维修决策步骤

基于上述分析, 给出如下维修决策的分析步骤。

1) 根据1.2节退化型多状态系统描述求解系统的状态概率, 并通过式(4)求解系统在进行第  $N$  次预防性维修前的期望工作时间。

2) 根据3.1节假设7) 可得系统在第  $N$  次预防性维修的平均维修时间。

3) 在有限寿命周期和预防性维修阈值  $E_p$  已知的情况下, 求得系统的最大预防性维修次数  $N_{pm,max}$ , 其中,  $w < E_p < g_M$ 。

4) 假定系统第  $N$  次预防性维修前发生突发失效, 则首先根据式(5)求解系统在有限寿命周期内的期望净效益, 其次, 根据式(6)求解系统在有限寿命周期内的期望效费比, 其中,  $1 \leq N \leq N_{pm,max}$ 。

5) 重复步骤1)~4): 对净效益  $BC(\bar{E}_p, N)$  进行寻优, 对所有的  $\{\bar{E}_p, N\}$  可能的取值进行搜索, 进而得到最佳更换变量  $\{\bar{E}_p^*, N^*\}$ , 使得  $BC(\bar{E}_p, N)$  取最大值。

## 4 算例分析

将本文所提决策方法应用于某雷达功率放大 LRU 系统的不完全预防性维修决策, 该系统的主要功能是将功率较低的高频信号, 通过功率分配器和功率合成器将输入端的高频信号逐级放大, 并将放大的高频功率信号输送到下一级放大系统, 这在雷达的发射系统中至关重要。通过雷达日常使用和维修记录、以及专家经验知识, 可得该雷达功率放大 LRU 系统的参数信息如表1~表3所示。系统的性能水平表示为某雷达功率放大 LRU 系统的输出功率与其额定功率的比值, 在系统的状态性能衰退至预防性维修阈值时, 对其实施不完全预防性维修。假定该 LRU 系统的计划服役时间为 10 a。

表1 退化系统参数

Table 1 Degraded components' parameters

性能水平/%	状态转移率/a	比例参数 $\beta$
$g_8$ 100	$\lambda_{8,7} = 0.185 + 0.002t + 0.003t^2,$	1.06
	$\lambda_{8,6} = 0.180 + 0.005t,$	
	$\lambda_{8,5} = 0.180 + 0.002t,$	
	$\lambda_{8,4} = 0.175 + 0.005t,$	
	$\lambda_{8,3} = 0.175 + 0.004t,$	
	$\lambda_{8,2} = 0.165 + 0.003t,$	
$g_7$ 95	$\lambda_{7,6} = 0.205 + 0.0025t + 0.003t^2,$	
	$\lambda_{7,5} = 0.205 + 0.0025t,$	
	$\lambda_{7,4} = 0.195 + 0.005t,$	
	$\lambda_{7,3} = 0.185 + 0.004t,$	

续表1  
Continued 1

性能水平/%	状态转移率/ $\alpha$	比例参数 $\beta$
$g_7$ 95	$\lambda_{7,2} = 0.185 + 0.003t,$ $\lambda_{7,1} = 0.175 + 0.002t$	
$g_6$ 92	$\lambda_{6,5} = 0.215 + 0.002t + 0.003t^2,$ $\lambda_{6,4} = 0.205 + 0.005t,$ $\lambda_{6,3} = 0.185 + 0.004t,$ $\lambda_{6,2} = 0.185 + 0.003t,$ $\lambda_{6,1} = 0.175 + 0.002t$	
$g_5$ 89	$\lambda_{5,4} = 0.235 + 0.002t + 0.002t^2,$ $\lambda_{5,3} = 0.225 + 0.007t,$ $\lambda_{5,2} = 0.215 + 0.005t,$ $\lambda_{5,1} = 0.205 + 0.002t$	
$g_4$ 87	$\lambda_{4,3} = 0.275 + 0.003t + 0.004t^2,$ $\lambda_{4,2} = 0.255 + 0.008t,$ $\lambda_{4,1} = 0.245 + 0.006t$	
$g_3$ 85	$\lambda_{3,2} = 0.325 + 0.004t + 0.005t^2,$ $\lambda_{3,1} = 0.300 + 0.002t$	
$g_2$ 80	$\lambda_{2,1} = 0.55 + 0.005t$	
$g_1$ 0		

表2 维修模型参数

Table 2 Maintenance model parameters

平均维修时间分布参数/ $a$	比例参数	比例因子
$m_0 = 5.2$	$\zeta_{pm} = 1.02$	$RF = 1 - \bar{E}_p$
$\eta_0 = 1/20$	$\gamma_{pm} = 0.925^{RF}$	

表3 费用相关参数

Table 3 Cost related parameters 元

$C_{te}$	$C_{pm}$	$C_{dm}$	$C_r$
$10 \times 10^4$	$5 \times 10^4$	$0.2 \times 10^4$	$60 \times 10^4$

表3中各参数含义见3.2节。

### 4.1 系统的状态性能及概率分布

在  $t = 1 a$  时,对系统的状态概率和状态性能进行分析,结果如下:系统的状态性能为 100% 时的概率为  $P_8(t) = 0.2905$ , 状态性能为 95% 时的概率为  $P_7(t) = 0.0564$ , 状态性能为 92% 时的概率为  $P_6(t) = 0.0669$ , 状态性能为 89% 时的概率为  $P_5(t) = 0.0768$ , 状态性能为 87% 时的概率为  $P_4(t) = 0.0883$ , 状态性能为 85% 时的概率为  $P_3(t) = 0.1063$ , 状态性能为 80% 时的概率为  $P_2(t) = 0.1219$ , 状态性能为 0 时的概率为  $P_1(t) = 0.1929$ 。

### 4.2 多态系统可靠性分析

假定多态系统的最小任务性能需求为 80%, 则系统在第  $N$  个运行周期内的可靠度为  $R_N(t) = P\{G_N(t) \geq 80\% \} = \sum_{k_s=1}^8 p_{N,k_s}(t) \cdot 1\{g_{N,k_s}(t) - 80\% \geq 0\}$ 。根据此式可以得在第一个运行周期内  $t = 1 a$  时,系统的可靠度  $R_1(t) = 0.8071$ 。进一步可得预防性维修阈值  $\bar{E}_p = 0.85$ ,

系统可靠度随时间的变化关系如图2所示。

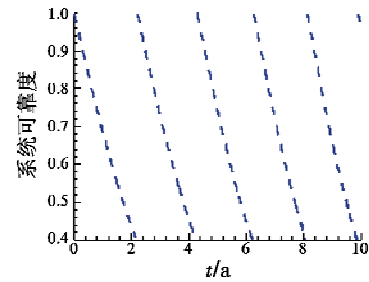


图2 系统可靠度与维修间隔的关系

Fig. 2 The relationship between system reliability and maintenance interval

通过对图2分析可得如下结论:

- 1) 随着维修次数的增加,系统可靠度的降低速率呈增大的趋势,究其原因是对系统的不完全维修;
- 2) 系统在各个正常运行周期内的平均正常工作时间分别为  $\{2.1517, 2.037, 1.928, 1.824, 1.726, 0.0935\}$ , 其中, 0.0935 为系统到达规定的服役时间而强制结束该运行周期, 且不难发现, 随着维修次数的增加, 系统的平均正常工作时间在不断减少。

### 4.3 多态系统的维修决策

现对预防性维修阈值  $\bar{E}_p$  与系统的净效益的变化关系进行分析。根据多态系统的维修决策模型, 可得系统在总服役时间内的效费比与预防性维修阈值、预防性维修次数之间的变化关系, 如图3所示。

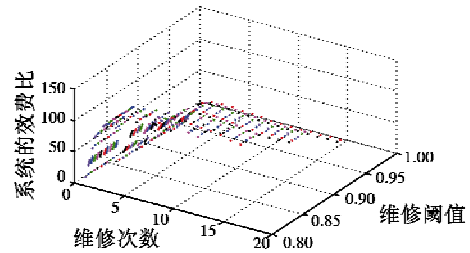


图3 系统效费比、维修阈值、维修次数之间的关系

Fig. 3 Relationship among system cost-effectiveness ratio, maintenance threshold and maintenance frequency

由图3可知, 随着预防性维修阈值的增加, 系统的效费比呈现先增加后急速下降的趋势, 究其原因主要是当系统的预防性维修阈值较低时, 系统的性能衰退程度较大, 增加了维修的难度和成本, 故前期系统的效费比相对降低, 当系统的预防性维修阈值较大(接近完好性能状态)时, 系统每次的维修成本虽较低, 但是过度的维修不仅降低了系统的正常工作能力, 而且产生过维修的情况, 造成维修资源的浪费, 所以此时系统的效费比较低。综上可得, 当预防性维修阈值  $\bar{E}_p$  为 84.5%, 预防性维修次数  $N$  为 4 时, 系统最大效费比  $BC(84.5\%, 4) = 105.9869$ 。

为了直观分析,给定预防性维修阈值时系统在总服役时间内的效费比与预防性维修阈值、预防性维修次数之间的变化关系,具体如图4所示。

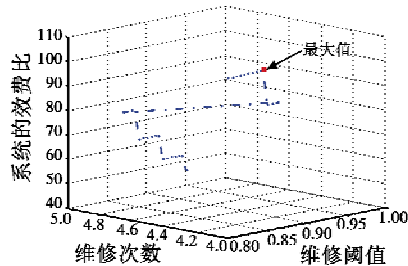


图4 在给定维修阈值的情况下系统最大效费比与维修次数之间的关系

Fig.4 Relationship between max system cost-effectiveness ratio and maintenance frequency under given maintenance threshold

通过上述分析可以知道,当预防性维修阈值  $\bar{E}_p$  为 84.5% 时,系统的效费比取得最大值,但是仅给出预防性维修阈值和维修次数是不完整的,用户根据给出的决策值很难开展预防性维修工作,鉴于此,当预防性维修阈值  $\bar{E}_p$  为 84.5% 时,对系统的维修间隔与效费比之间的关系进行分析。具体如图5所示。

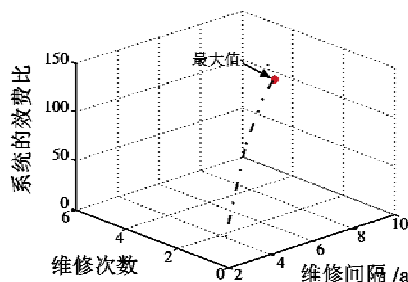


图5 维修阈值  $\bar{E}_p = 84.5\%$  时,系统效费比、维修次数、维修间隔之间的关系

Fig.5 Relationship among system cost-effectiveness ratio, maintenance frequency, and maintenance intervals

when  $\bar{E}_p = 84.5\%$

通过对图5进行分析可知,随着维修次数的增加,系统的效费比呈现先增大后减小的趋势,究其原因主要是对系统的不完全预防性维修。此外可得,系统在有限服役周期内的预防性维修间隔为  $\{3.075, 2, 5.2949, 7.2618, 9.1091, 10\}$ , 系统的效费比为  $\{13.0644, 83.9447, 105.5854, 105.9869, 104.2421\}$ 。

## 5 总结

为提高 LRU 系统的任务执行能力,提出了一种基于 NHCTMM 的多态系统不完全预防性维修决策方法。

1) 该方法采用 NHCTMM 描述系统的状态演变过程,克服了 Markov 模型状态驻留时间只能为指数分布

的不足,提高求解部件状态概率的精度。

2) 本文所提方法可以有效解决具有退化失效和泊松(突发)失效情况的 LRU 系统的维修决策问题,制定了更加高效合理的维修决策方案,提高了装备系统的任务执行能力。

## 参考文献

- [1] LISNIANSKI A, FRENKEL I, DING Y. Multi-state system reliability analysis and optimization for engineers and industrial managers[M]. Berlin:Springer, 2010.
- [2] 刘宇.多状态复杂系统可靠性建模及维修决策[D].成都:电子科技大学,2011.
- [3] LEVITIN G, LISNIANSKI A. Joint redundancy and maintenance optimization for multistate series-parallel systems[J]. Reliability Engineering and System Safety, 1999, 64(1):33-42.
- [4] 邵延君.基于故障预测的武器装备预防性维修策略研究[D].太原:中北大学,2013.
- [5] 蔡景,左洪福,王华伟.多部件系统的预防性维修优化模型研究[J].系统工程理论与实践,2007(2):133-138.
- [6] 葛恩顺,李庆民,张光宇,等.考虑不完全维修的劣化系统最优视情维修策略[J].航空学报,2013,34(2):316-324.
- [7] TAN C M, RAGHAVAN N. A framework to practical predictive maintenance modeling for multi-state systems[J]. Reliability Engineering and System Safety, 2008, 93(8):1138-1150.
- [8] TAN C M, RAGHAVAN N. Imperfect predictive maintenance model for multi-state systems with multiple failure modes and element failure dependency[C]//Prognostics & System Health Management Conference, 2010:1-12.
- [9] 盖京波,孔耀.有限使用时间内预防性维修策略优化[J].兵工学报,2015,36(11):2164-2172.
- [10] 黄傲林,李庆民,黎铁冰,等.劣化系统周期预防性维修策略的优化[J].系统工程与电子技术,2014,36(6):1103-1107.
- [11] 杨春节,童晟,孙长生,等.基于可靠度约束的混合预防性维修模型[J].浙江大学学报:工学版,2008,42(8):1376-1379.
- [12] 王灵芝,徐宇工,张家栋.以可靠性为中心的多部件系统预防性维修优化研究[J].计算机集成制造系统,2008,14(10):2042-2046.
- [13] RUIZ-CASTRO E J. Preventive maintenance of a multi-state device subject to internal failure and damage due to external shocks[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2013, 63(2):646-660.
- [14] 曹晋华,程侃.可靠性数学引论[M].北京:高等教育出版社,2006.