文章编号: 1000-6788(2001)10-0035-07

冷备和温备系统的可靠度评估方法

遇　今[1], 薛宏旗[2]
(1. 中国航天标准化研究所, 北京 100830; 2. 中国科学院研究生院数学学部, 北京 100039)

摘要: 研究冷备和温备系统的可靠度评估问题, 得出了系统可靠度的点估计、矩结构和置信下限. 模拟研究和实际例子说明这种评估方法比较符合实际.

关键词: 冷备; 温备; 可靠度
中图分类号: TB114.3　　**文献标识码**: A

Method of Reliability Evaluation for Cold and Warm Stand-by Systems

YU Jin[1], XUE Hong-qi[2]
(1. China Astronautics Standardization Institute, Beijing 100830, China; 2. Department of Mathematics, Graduate School of The Chinese Academy of Sciences, Beijing 100039, China)

Abstract: The problems of reliability evalution for cold and warm stand-by systems are studied in this paper: the point estimation, moment structure and confidence lower limit of reliability for stand-by systems are provided. The proposed method to tally with the actual situation is illustracted by simulation and case study.

Keywords: cold stand-by; warm stand-by; reliability

1　前言

在航空、航天等实际工程部门, 为了提高整个系统的可靠性, 常常对关键部件采取一些特殊措施. 例如, 贮备几个功能相同的部件, 当工作部件失效时, 用贮备的部件逐个去替换. 这样全系统的可靠性就会大大提高. 贮备有冷贮备、温贮备和热贮备之分. 当工作件与贮备件是同样产品时, 热贮备系统实际上是表决系统, 对其可靠性评估已有较多研究; 当工作件与贮备件不是同样产品时, 其可靠度的计算与评估方法与温备系统相同. 因此本文仅研究冷备和温备系统.

曹晋华等[1]推导了当部件寿命分布为已知指数分布时的冷备和温备系统可靠度函数的表达式, 然而在实际中, 一般只知道部件寿命分布的类型, 其中参数未知. 利用试验数据可估计参数, 代入文献[1]中相应的系统可靠度函数表达式, 可得到系统可靠度的点估计. 但更重要、且工程部门更关心的是可靠度的置信下限; 根据渐近正态性可获得一个近似的结果, 可是那样所需样本量太大. 实际中由于贮备系统可靠性高, 寿命长, 花费昂贵, 一般不做系统级试验, 只做一些部件级试验, 而且大多是中小样本. 如何利用这些部件级的信息以及系统结构, 来对冷备、温备系统可靠度进行评估, 这是一个难题. 从我们收集到的国内、国外文献中还没有发现这方面的研究成果.

Winterbottom[2,3]利用分位点的Conish-Fisher 展开的思想, 给出了一种求置信下限方法(我们称之为WCF 方法). 于丹等[4]对WCF 方法作了许多推广, 并做了大量模拟比较. 结果表明WCF 方法比其它现有方法适用面宽, 且估计精度高. 但他们没有讨论冷备和温备系统. 我们将该方法进一步推广, 用来求贮备系统可靠度置信下限, 并且研究了系统可靠度矩结构. 这样可以把贮备系统当作一个大系统的分系统, 用

收稿日期: 2000-02-21

WCF 方法对大系统进行可靠度评估. 关于数据类型, 我们考虑了定总时截尾、定时截尾和定数截尾, 包括零失效情形. 我们在微机上用 Gauss 软件编程做了大量模拟, 从模拟效果来看, 在中小样本情况下将WCF 方法用于贮备系统可靠度评估是可行的. 我们还选了两个实际例子, 用WCF 方法得到的系统可靠度置信下限比较符合实际.

2 WCF 方法简介

为方便读者, 本节对WCF 方法作简要介绍, 详情可参阅[4].

设 $\eta=(\eta_1, \eta_2, \cdots, \eta_m)$ 为未知参数向量, 维数为 m. $\hat{\eta}_i$ 为 η_i 的一个估计, n_i 为 $\hat{\eta}_i$ 对应的渐近变量, 通常为样本量. 取 $n=\min\limits_{1\leq i\leq m} n_i$, $\alpha_i=n_i/n$, 要求 α_i 为常数(或者 $\alpha_i=\lim\limits_{n\to\infty} n_i/n>0$). 考虑 $\hat{\eta}_i$, $i=1, \cdots, m$ 相互独立情形, 并假设 $\hat{\eta}_i$ 具有如下性质:

$$\begin{aligned}
&\sqrt{n_i}\,(\hat{\eta}_i-\eta_i)\to N(0, \sigma_i^2), \quad E(\hat{\eta}_i-\eta_i)=\frac{B_i}{n_i}+O(n_i^{-2}) \\
&E(\hat{\eta}_i-\eta_i)^2=\frac{V_i}{n_i}+O(n_i^{-2}), \quad E(\hat{\eta}_i-\eta_i)^3=\frac{W_i}{n_i^2}+O(n_i^{-3}) \\
&\kappa_i^{(j)}=O(n_i^{1-j}), j=4, 5, \cdots
\end{aligned} \tag{1}$$

其中 B_i, V_i, W_i 仅与参数 η 有关, $\kappa_i^{(j)}$ 是 $\hat{\eta}_i$ 的第 j 阶累量. 常用的估计量均具有上述性质.

设 $\varphi=\varphi(\eta)$ 是一个充分光滑的函数, 现欲求 φ 的置信下限. 利用Winterbottom 的方法可得到 φ 在水平 γ 下的置信下限 $\varphi_L(\gamma)$ 的渐近展式.

记 $H_i=\dfrac{\partial H}{\partial \eta_i}$, $\varphi_i=\dfrac{\partial \varphi}{\partial \eta_i}$, $\varphi_{ij}=\dfrac{\partial^2 \varphi}{\partial \eta_i \partial \eta_j}$. 定义

$$\begin{aligned}
A_1&=\sum_{i=1}^m \varphi_i^2 V_i/\alpha_i \\
A_2&=H\sum_{i=1}^m \varphi_i B_i/\alpha_i+\frac{1}{2}H\sum_{i=1}^m \varphi_{ii} V_i/\alpha_i+\sum_{i=1}^m \varphi_i H_i V_i/\alpha_i \\
A_3&=H^3\sum_{i=1}^m \varphi_i^3 W_i/\alpha_i^2+3H^3\sum_{i,j=1}^m \varphi_i\varphi_{ij}\varphi_j V_i V_j/(\alpha_i\alpha_j)+\frac{3}{2}H\sum_{i=1}^m \varphi_{ii} V_i/\alpha_i+3H\sum_{i=1}^m \varphi_i B_i/\alpha_i \\
&\quad-3H^3\sum_{i=1}^m \varphi_i^3 V_i B_i/\alpha_i^2+9\sum_{i=1}^m \varphi_i H_i V_i/\alpha_i \\
H(\theta)&=A_1^{-1/2} \\
G_1(\theta)&=\frac{1}{6}A_3-\frac{3}{2}A_2 \\
G_3(\theta)&=-\frac{1}{6}H(\theta)^2 A_3+\frac{1}{2}H(\theta)^2 A_2
\end{aligned} \tag{2}$$

(2) 中自变量全部为 η. 用 $\hat{\eta}$ 代替 $H(\eta), G_1(\eta), G_3(\eta)$ 中的 η 得到 $H(\hat{\eta}), G_1(\hat{\eta}), G_3(\hat{\eta})$. 于是 $\varphi_L(\gamma)$ 可近似地表示为

$$\varphi_L(\gamma)=\hat{\varphi}_n-\left[\mu_\gamma H^{-1}(\hat{\eta})n^{-1/2}+(G_3(\hat{\eta})\mu_\gamma^2+G_1(\hat{\eta})H^2(\hat{\eta}))H^{-3}(\hat{\eta})n^{-1}\right] \tag{3}$$

其中 $\hat{\varphi}_n=\varphi(\hat{\eta})$ 是 φ 的点估计, μ_γ 是标准正态分布的 γ 分位数.

于是有:

$$P\{\sqrt{n}\,(\hat{\varphi}_n-\varphi)\leq \mu_\gamma H^{-1}(\hat{\eta})-(G_3(\hat{\eta})\mu_\gamma^2+G_1(\hat{\eta})H^2(\hat{\eta}))H^{-3}(\hat{\eta})n^{-1/2}\}=\gamma+O(n^{-1}) \tag{4}$$

我们利用表达式(3)求贮备系统的可靠度置信下限.

3 冷备和温备系统可靠度置信下限

所谓冷贮备是指对贮备部件不加应力, 可近似认为它们在贮备期内不失效也不劣化, 贮备期的长短对以后使用时的工作寿命也没有影响; 温贮备则要对贮备部件施加应力, 应力环境低于正常工作的应力环境, 贮备部件在贮备期内也可能失效; 热贮备是对贮备件施加与工作件完全相同的应力.

首先我们针对部件寿命分布为指数型, 开关寿命分布也为指数型, 列出用一备一情形下(即1∶1)的冷备、温备系统的可靠度函数表达式和相应的参数向量, 这些表达式为源于文献[1]. 也可类似地推导用一备二情形, 由于篇幅所限, 本文没有列出.

设系统由两个指数型部件和一个指数型开关组成, 部件之间、部件与开关之间相互独立. 在初始时刻, 一个部件开始工作, 另外一个部件作贮备. 当工作失效时, 用贮备件替换它. 假设开关失效, 系统立即失效. 用 $R(t)$ 表示系统在 t 时刻的可靠度. 指数分布的分布函数为 $F(t)=1-e^{-\lambda t}$, $t\geq 0$, 其中参数 λ 称为失效率, $1/\lambda$ 即是平均寿命.

冷备系统

若工作件和贮备件在工作状态下的失效率都为 λ, 开关的失效率为 λ_K, 则系统可靠度为

$$R(t)=e^{-(\lambda+\lambda_K)t}(1+\lambda t) \tag{5}$$

参数向量 $\eta=(\lambda,\lambda_K)$.

若工作件和贮备件在工作状态下失效率分别为 $\lambda_1,\lambda_2(\lambda_1\neq\lambda_2)$, 则系统可靠度为

$$R(t)=\frac{\lambda_2}{\lambda_2-\lambda_1}e^{-(\lambda_1+\lambda_K)t}+\frac{\lambda_1}{\lambda_1-\lambda_2}e^{-(\lambda_2+\lambda_K)t} \tag{6}$$

参数向量 $\eta=(\lambda_1,\lambda_2,\lambda_K)$.

温备系统

假设工作件和贮备件在工作状态下的失效率分别为 λ_1,λ_2, 贮备件在贮备状态下的失效率为 λ_3, 开关的失效率为 λ_K, 则

$$R(t)=e^{-\lambda_K t}\left[e^{-\lambda_1 t}+\frac{\lambda_1}{\lambda_1-\lambda_2+\lambda_3}\left(e^{-\lambda_2 t}-e^{-(\lambda_1+\lambda_3)t}\right)\right] \tag{7}$$

参数向量 $\eta=(\lambda_1,\lambda_2,\lambda_3,\lambda_K)$. 如果工作件和贮备件在工作状态下的失效率都为 λ, 这是(7)的特例, 即(7)中的 $\lambda_1=\lambda_2=\lambda$.

如果工作件失效, 用贮备件去替换它时, 转换开关完全可靠, 并且转换瞬时完成, 则是开关为指数型的特例, 相当于公式(5)(6)(7)中开关失效率 $\lambda_K=0$. 若开关寿命为成败型, 文献[1]中也有公式, 开关完全可靠也是它的特例.

注: 在温备系统中, 关于开关完全可靠, 并且工作件和贮备件在工作状态下的失效率都为 λ 的情形, 文献[1]中的公式有误, 因为文献[1]中 S_i-S_{i-1}, $i=1,2,\cdots,n$ (n 表示部件数, 令 $S_0=0$) 并不相互独立. 实际上, $n=2$ 时它是(7)的特例, 相当于其中 $\lambda_K=0$, $\lambda_1=\lambda_2=\lambda$.

若给定任务时间 t_0, 则系统可靠度为 $R(t_0)$. 它是仅依赖于参数向量 η 的函数, 可写成 $R(t_0)=\varphi(\eta)$. 则基于部件在工作状态和贮备状态的试验数据和开关的试验数据, 可以得到的估计 $\hat{\eta}$, 再利用上节介绍的 WCF 方法, 即可求出系统可靠度置信下限.

下面我们介绍具体计算过程.

第一步　根据系统结构从以上表达式(5)(6)(7)及其特例中找出相应的贮备系统可靠度函数和参数向量. 记为 $\varphi(\eta)$, $\eta=(\eta_1,\cdots,\eta_m)$, η_i 是部件或开关的失效率.

第二步　试验数据处理.

如果是冷备, 则只需部件在工作状态下的试验数据以及开关的试验数据; 如果是温备, 则还需部件在贮备状态下的试验数据. 部件和开关的试验数据考虑定时、定数和定总时三种截尾类型.

定数截尾

如果部件和开关都分别做了定数截尾寿命试验, 有 n_i ($i=1,\cdots,m$) 个同样部件(或开关)同时开始试验, 截止到有 r_i 个失效为止. 部件(或开关)的失效时刻从小到大分别为 $X_{(i,1)}, X_{(i,2)}, \cdots, X_{(i,r_i)}$. 则 $T_{i,z}=\sum_{\kappa=1}^{r_i}X_{(i,\kappa)}+(n_i-r_i)X_{(i,r_i)}$ 为总试验时间, 取平均寿命 θ_i 的估计为 $\hat{\theta}_i=T_{i,z}/r_i$, r_i 为渐近变量, 公式(1)中 $B_i=0$, $V_i=\theta_i^2$, $W_i=2\theta_i^2$. 注意此时系统可靠度要改写成部件和开关平均寿命的函数.

定总时截尾

在对部件和开关做的定总时的截尾寿命试验中, 假设停止时间分别为 T_i. 在 T_i 时刻之前, 有 r_i 个试样失效. 失效率 λ_i 的极大似然估计为 $\hat{\lambda}_i = r_i/T_i$, 取 T_i 为渐近变量, 公式(1)中 $B_i = 0, V_i = \lambda_i, W_i = \lambda_i$.

定时截尾

我们采取将定时截尾数据转化为定总时截尾数据的方法来处理. 对部件和开关做定时截尾寿命试验, 有 n_i 个相同产品同时进行试验. 试验截止到 τ_i 时刻停止, 有 r_i 个失效, 失效时刻分别为 $X_{i,1}, X_{i,2}, \cdots X_{i,r_i}$. 总试验时间为 $T_i = \sum_{\kappa=1}^{r_i} X_{i,\kappa} + (n_i - r_i)\tau_i$. 然后同定总时情形.

注: 无替换定时截尾试验和有替换定总时截尾试验有可能出现零失效的情形, 记总试验时间为 T_z, 一般取 $\hat{\theta} = T_z/\ln 2$ 作为平均寿命 θ 的估计.

第三步 求出第一节 WCF 方法中的中间变量 $n, \alpha_i, H_i, \varphi_i, \varphi_{i,j}$, 然后利用公式(3)求系统可靠度置信下限.

4 系统可靠度的矩结构

本节给出了冷备、温备系统可靠度矩结构, 当把其当作一个大系统的分系统时, 对大系统用 WCF 方法进行可靠性评估时要用到.

设贮备系统的可靠度为 $R(t_0) = \varphi(\eta)$, 其中参数向量 $\eta = (\eta_1, \eta_2, \eta_m)$, η_i 是第 i 个部件寿命分布的参数. η_i 的估计记为 $\hat{\eta}_i$, $\hat{\eta}$ 各分量相互独立. 取 R 的估计为 $\hat{R} = \varphi(\hat{\eta})$, 其它记号如第一节, 并且 $\hat{\eta}_i$ 具有性质(1), 则计算可得

$$
\begin{aligned}
E(\hat{R} - R) &= \sum_{i=1}^{m} \varphi_i B_i/n_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{m} \varphi_{ii} V_i/n_i + O(n^{-2}) \\
E(\hat{R} - R)^2 &= \sum_{i=1}^{m} \varphi_i^2 V_i/n_i + O(n^{-2}) \\
E(\hat{R} - R)^3 &= \sum_{i=1}^{m} \varphi_i^3 W_i/n_i^2 + 3\sum_{i \neq j}^{m} \varphi_i^2 \varphi_j V_i B_j/n_i^2 + \frac{3}{2}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} \varphi_i^2 \varphi_{jj} V_i V_j/(n_i n_j) \\
&\quad + 3\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} \varphi_i \varphi_{ij} \varphi_j V_i V_j/(n_i n_j) + O(n^{-3})
\end{aligned} \tag{8}
$$

$$
\sqrt{n}(\hat{R} - R) \to N(0, \sigma^2), \qquad \kappa_R^{(j)} = O(n^{1-j}), j = 4, 5, \cdots
$$

其中 $\kappa_R^{(j)}$ 是 $\hat{R}$ 的第 j 阶累量.

5 模拟结果及其分析

我们对部件和开关寿命分布都为指数型, 用一备一情形下冷备和温备系统的可靠度置信下限进行了模拟计算. 模拟次数为 10000 次.

下面根据不同试验截尾类型模拟试验数据.

定数截尾

给定样本量 n_i, 失效数 r_i, 和平均寿命 θ, 产生 n_i 个服从该指数分布的随机数, 选取前 r_i 个顺序统计量(从小到大) $X_{(i,1)}, X_{(i,2)}, \cdots, X_{(i,r)}$. $T_{i,z} = \sum_{\kappa=1}^{r_i} X_{(i,\kappa)} + (n_i - r_i) X_{(i,r)}$ 为总试验时间. 则模拟试验数据为 $(T_{i,z}, r_i)$.

定总时截尾

给定总试验时间 $T_{i,z}$ 和失效率 λ_i, 产生一个服从参数为 $\lambda_i T_{i,z}$ 的 Poisson 分布的随机数, 它是模拟的失效数, 记为 r_i. 模拟试验数据为 $(T_{i,z}, r_i)$.

定时截尾

我们采取将定时截尾数据转化为定总时截尾数据的方法来处理. 样本量 n_i, 截尾时间 τ_i 和平均寿命 θ_i 给定, 产生 n_i 个服从该指数分布的随机数, 选取所有小于 τ_i 的随机数, 设有 r_i 个, 记为 $X_{i,1}, X_{i,2}, \cdots, X_{i,r_i}$.

总试验时间为 $T_{i,z}=\sum_{\kappa=1}^{r_i}X_{i,\kappa}+(n_i-r_i)\tau_i$. 然后与定总时情形一样处理 .

有了模拟数据之后, 再用第二节类似步骤算出系统可靠度置信下限 .

我们模拟时选取的样本量有以下几种类型: 特小 $(n\leq 5)$, 小 $(5<n\leq 15)$, 中等 $(15<n\leq 25)$ 三种 . 置信水平有 0.70 和 0.80 两种 . 对于定时截尾寿命试验, 截尾时间一般为部件平均寿命的一倍; 对于定数截尾寿命试验, 失效数一般取样本量的三分之一左右; 对于定总时截尾寿命试验, 总时间一般取部件平均寿命的三倍 .

为了分析比较系统的可靠度置信下限模拟结果, 在参考国内外有关文献的基础上, 我们选取如下三个指标

(i) 覆盖率

覆盖率即模拟中计算出的系统可靠度置信下限小于系统可靠度真值的比率 . 覆盖率可以近似地看作所用评估方法的实际置信水平, 它越接近预定的置信水平说明该方法越好 .

(ii) 置信下限的 γ 分位点

这里的 γ 是预先给定的置信水平 . 如果模拟了 n 次, 得到 n 个置信下限, 这些置信下限的 γ 分位数称为置信下限的 γ 分位点 . 按照置信下限的定义(即 $P(R\geq R_L)=\gamma$), 它与系统可靠度真值越接近说明该方法越好 .

(iii) 置信下限的均方误差

这里我们所称的置信下限的均方误差是指计算出的系统可靠度置信下限相对系统可靠度真值的均方误差 . 它可以刻划置信下限相对于可靠度真值的离散程度 . 在按覆盖率或分位点指标为优的前提下, 该量越小越好 .

在判别方法效果好坏时, 我们一般综合上面三个指标 .

我们选取了六张表, 都是开关指数型情形下的模拟结果 . 工作件和贮备件在工作状态下的失效率取相等 . 表 1 和表 2 给出了定总时截尾情况下的冷备系统和温备系统可靠度模拟结果 . 表 3 和表 4 给出了定时截尾情况下模拟结果 . 表 5 和表 6 给出了定数截尾情况下模拟结果 .

模拟结果表明, 分位点与系统可靠度真值的绝对误差都在 0.005 之内, 均方误差也都在 0.03 之内 . 定总时情形下, 水平 0.7 时, 覆盖率偏低, 评估结果有一点冒进; 定时情形偏保守; 定数情形效果最好 . 可见, 在中小样本情况下, 用 WCF 方法来求贮备系统可靠度置信下限效果较好 .

表 1　开关指数寿命型冷备系统(定总时)可靠度模拟结果

可靠度			置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
部件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
0.9834	0.9917	0.9915	0.6466	0.0054	0.9916	0.7971	0.0070	0.9917
0.9834	0.9914	0.9899	0.6493	0.0070	0.9899	0.7992	0.0089	0.9914
0.9753	0.9801	0.9798	0.6615	0.0144	0.9799	0.8034	0.0178	0.9799

表 2　开关指数寿命型温备系统(定总时)可靠度模拟结果

可靠度				置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
部件	备件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
0.9858	0.9874	0.9917	0.9915	0.6738	0.0054	0.9915	0.7987	0.0070	0.9917
0.9858	0.9874	0.9900	0.9898	0.6731	0.0070	0.9898	0.7954	0.0089	0.9920
0.9858	0.9874	0.9753	0.9751	0.6800	0.0173	0.9751	0.8042	0.0219	0.9704

表 3 开关指数寿命型冷备系统(定时)可靠度模拟结果

样本量	可靠度			置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
	部件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
5	0.9900	0.9922	0.9922	0.7302	0.0083	0.9915	0.8032	0.0100	0.9921
10	0.9900	0.9922	0.9922	0.7202	0.0044	0.9920	0.8198	0.0054	0.9920
20	0.9900	0.9922	0.9922	0.7201	0.0024	0.9921	0.8153	0.0031	0.9921

表 4 开关指数寿命型温备系统(定时)可靠度模拟结果

样本量	可靠度				置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
	部件	备件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
5	0.9700	0.9746	0.9917	0.9908	0.7500	0.0070	0.9898	0.8290	0.0100	0.9903
10	0.9700	0.9746	0.9917	0.9908	0.7338	0.0044	0.9905	0.8275	0.0054	0.9905
20	0.9700	0.9746	0.9917	0.9908	0.7234	0.0031	0.9907	0.8188	0.0031	0.9907

表 5 开关指数寿命型冷备系统(定数)可靠度模拟结果

样本量	失效数	可靠度			置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
		部件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
5	3	0.9889	0.9917	0.9915	0.7087	0.0173	0.9915	0.8147	0.0200	0.9914
15	10	0.9889	0.9917	0.9916	0.6995	0.0031	0.9916	0.8040	0.0044	0.9916
25	10	0.9889	0.9917	0.9916	0.7052	0.0031	0.9916	0.8083	0.0141	0.9915

表 6 开关指数寿命型温备系统(定数)可靠度模拟结果

样本量	失效数	可靠度				置信水平 $\gamma=0.70$			置信水平 $\gamma=0.80$		
		部件	备件	开关	系统	覆盖率	均方误差	分位点	覆盖率	均方误差	分位点
5	3	0.9889	0.9917	0.9917	0.9915	0.7111	0.0141	0.9914	0.8103	0.0173	0.9914
15	10	0.9889	0.9917	0.9917	0.9915	0.7024	0.0031	0.9915	0.8017	0.0044	0.9915
25	10	0.9889	0.9917	0.9917	0.9915	0.6991	0.0031	0.9916	0.8064	0.0044	0.9915

6 实际例子

我们收集了一个实际中采取冷备份的例子试验数据.

例 某实际 1∶1 的冷备系统, 采用电子切换装置. 在实际环境中工作约一个半小时. 在实验室里对该系统的一个部件做定总时截尾试验, 总试验时间 330 小时, 没有失效, 这期间电子开关人工切换了 45 次都成功. 部件寿命分布类型为指数分布, 开关处理后完全可靠, 系统可靠度函数为公式(5)的特例, $R(t_0)=e^{-\lambda t_0}(1+\lambda t_0)$, 此时任务时间 $t_0=1.5$, 将它处理成单位量 1, 即 $R(1)=e^{-\lambda}(1+\lambda)$. 等效任务数为总试验时间除以

任务时间, 等于 220, 它是 WCF 方法中的总试验时间. 失效率 λ 的估计取为 ln2/220. 用 WCF 方法算得整个备份系统的可靠度点估计为 0.99999505, 0.7 水平时, 置信下限为 0.99998320; 0.8 水平时, 置信下限为 0.99997434. 这个结果比较符合实际.

致谢: 两作者在完成本文过程中得到了中国科学院系统科学研究所李国英研究员的大力帮助, 在此深表感谢!

参考文献:

[1] 曹晋华, 程侃. 可靠性数学引论[M]. 北京: 科学出版社, 1986.

[2] Winterbottom A. Conish-Fisher Expansions for Confidence Limits[J]. JRSS, B, 1979, 41: 69-75.

[3] Winterbottom A. Asymptotic Expansions to Improve Large Sample Confidence Intervals for System Reliability[J]. Biometrika, 1980, 67: 351-357.

[4] 于丹, 赵勇辉, 薛宏旗. 指数寿命定时截尾下系统可靠度的置信下限[J]. 系统科学与数学, 1999, 19(2): 240-245.

(上接第 34 页)

及可能采取对策的方法. 在把原始信息转化为具有丰富含义和时间概念信息的同时, 系统的脆弱之处在于它所基于的前提可能因敌方的一些不可预知行为而造成无效, 此时, 指挥员的创造性和预见性就起到关键作用. 指控系统的工作可以被描述成把数据变为信息、把信息变为知识、把知识变为决策这样一个过程. 从思维模拟的角度来看, 指挥自动化系统是指挥员大脑功能适当的延伸. 因此, 在上述过程中, 对不确定信息进行处理, 前提和基本原则的选择应得到指挥员的控制, 过程对指挥员应是透明的, 这样做出的决策, 才符合思维的连贯性, 指挥员可以接受. 否则, 可能产生一个部队两个指挥官(指挥员、计算机)的情形, 决策结果让人无所适从.

把人工智能领域的成果引入防空作战指挥决策过程是必然趋势, 本文在把决策信息进行知识表示的同时, 利用事例推理对指挥员决策过程的模拟是这方面的初步尝试, 为军事决策如何利用人工智能提供了新的思路.

参考文献:

[1] 李士勇. 模糊控制、神经控制和智能控制论[M]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学出版社, 1996.

[2] 张雷. 地空导弹旅(团)数据融合系统中目标分配的研究与实现[D]. 空军工程大学导弹学院, 1999.

[3] 张雷, 张金成. 基于神经网络的防空武器火力分配模型[J]. 系统工程与电子技术 1999, 21(11): 58-61.

[4] 应行仁, 曾南. 采用 BP 神经网络记忆模糊规则的控制[J]. 自动化学报 1991, 17(1) 25-29.

[5] 王永庆. 人工智能原理与应用[M]. 西安: 西安交通大学出版社 1994.

[6] 路耀华. 思维模拟与知识工程[M]. 北京: 清华大学出版社, 1997.