doi: 10.7690/bgzdh.2015.08.003

故障数据在科研试验装备维修保障中的应用

刘广军，雷伶俐，张　亮，柴俊敏
(装备学院昌平士官学校装备试验与保障系，北京 102200)

摘要：针对科研试验装备可修系统故障数据的特点，对故障数据在科研试验装备维修保障中的应用进行研究。介绍应用于可修系统故障数据分析的时齐泊松过程和非时齐泊松过程模型及其在故障数据分析中的适用性检验方法，并通过实例介绍可修系统故障数据分析的步骤。结果表明：该方法能判断科研试验装备可靠性发展趋势，在一定程度上克服主观臆断，为装备维修保障决策提供科学依据。

关键词：指数分布；泊松过程；非时齐泊松过程；韦布尔过程；趋势判断
中图分类号：TJ06　　**文献标志码**：A

Application of Fault Data in Maintenance of Scientific Test Equipments

Liu Guangjun, Lei Lingli, Zhang Liang, Chai Junmin
(*Department of Equipment Test & Support*, *Changping NCO School*, *Academy of Equipment*, *Beijing* 102200, *China*)

Abstract: Aiming at the characteristic of the fault data which belongs to the repairable scientific test equipments, the application of the fault data in maintenance of the scientific being studied. Models of homogeneous Possion process and non-homogeneous Possion process and their usability in fault data analysis of repairable equipments be introduced, the steps of the fault data analysis of the repairable equipments illustrated through an example, it shows that the reliability trend of the scientific test equipment can be judged through the fault data analysis, to a certain extent, the supposition can be avoided and the scientific basis for the decision of equipment maintenance be provided.

Keywords: exponent distribution; Possion process; non-homogeneous Possion process (NHP); Weibull process; trend judgment

0　引言

科研试验装备是实施和保障武器装备试验任务的设备系统、信息系统和配套系统，是实施武器装备试验与鉴定及科研试验工作的物质技术基础[1]。

科研试验装备较之通用装备具有一些特殊性，如单台套设备、引进设备和非标准设备较多。同时由于使用经验少、技术资料不完整等原因，部队缺少维修保障经验和维护手段，在维修时机、维修方式和维修级别的决策等方面存在一定的盲目性[2-3]。

科研试验装备投入使用后，作为完成预定功能的一个整体，可以获得依时间顺序的系统相邻故障间隔时间及相继故障时刻，这些故障数据通常容易被人们忽略，而实际上，对这些故障数据采取科学的方法加以分析利用，对试验部队贯彻以可靠性为中心的维修思想，科学地确定维修时机、维修间隔期和维修级别，提高试验装备维修保障水平具有重要现实意义。基于此，笔者对故障数据在科研试验装备维修保障中的应用进行研究。

1　时齐泊松过程与非时齐泊松过程

对于可修系统，由于系统是可修的，发生故障后，经过维修重新投入使用，因此，如果不考虑每次故障的修理时间，可以得到依时间顺序记录下来的系统相邻故障间隔时间：

$$x_1,\ x_2,\cdots,\ x_n \tag{1}$$

对上述数据进行统计分析时，在一般可靠性理论分析中假定的相邻故障间隔独立同分布这一假设不一定成立，因为对一个可修系统，可能由于老化、磨损或疲劳等原因使得相邻故障间隔时间缩短；也可能由于使用经验的积累、合理的维护、使用和管理，使得相邻故障间隔变大，因此，需要寻找处理这类数据的方法，并由此判断系统的运行是否随时间的增大而劣化，或得到改善。这个问题的解决，有利于采取适当的预防性维修措施或更换策略[4]。

设一个可修系统从 t=0 时刻开始运行，相继故障时刻为 $T_1, T_2,\cdots$，约定 T_0=0，假设不计修理时间，记 $X_i=T_i-T_{i-1}(i=1, 2,\cdots)$为相邻故障间隔时间，如图 1 所示。

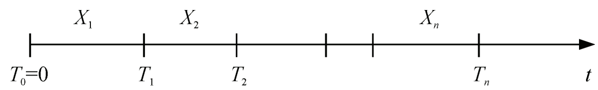

图 1　可修系统相邻故障间隔时间示意图

收稿日期：2015-03-13；修回日期：2015-04-22
作者简介：刘广军(1967—)，男，山东人，博士，副教授，从事无损检测研究。

1.1　时齐泊松过程模型

记$\{N(t)\}$为$(0,t]$中系统故障次数。

定义 1　满足如下 3 个条件的随机过程$\{N(t);t\geqslant 0\}$称为时齐泊松过程，记作 HP。

1) $N(0)=0$；

2) $N(t)$具有独立增量，即对任意 n 及不相交的区间$(a_i, b_i]$，$N(b_i)-N(a_i)$互相独立 $(i=1,2,\cdots,n)$；

3) 对任意的 $0\leqslant t<s$，$N(s)-N(t)$为参数 $\lambda(s-t)$的泊松分布，即

$$P\left\{N(s)-N(t)=k\right\}=\frac{[\lambda(s-t)]^k}{k!}\exp\left\{-\lambda(s-t)\right\}\quad(k=0,1,\cdots)$$

时齐泊松过程具有如下性质：

性质 1：相邻故障间隔$\{X_i(i=1,2,\cdots)\}$独立同分布，有参数 λ 的指数分布

$$F(t)=1-\mathrm{e}^{-\lambda t}, t\geqslant 0 \tag{2}$$

性质 2：在 $N(t)=n$ 的条件下，头 n 个故障时刻 $T_1,\cdots,T_n$ 与$(0,t)$上独立均匀分布的随机变量 $U_1,\cdots,U_n$ 的顺序量 $U_{(1)}\leqslant\cdots\leqslant U_{(n)}$有相同分布，即在 $N(t)=n$ 下，$T_1,\cdots,T_n$ 的联合密度为

$$f(t_1,t_2,\cdots,t_n)=\frac{n!}{t^n},\quad 0\leqslant t_1\leqslant\cdots\leqslant t_n\leqslant t \tag{3}$$

性质 3：在已知第 n 个故障的发生时刻 $T_n=t$ 的条件下，头 $n-1$ 个故障的发生时刻 $T_1,\cdots,T_{n-1}$ 与$(0,t)$上独立均匀分布的随机变量 $U_1,\cdots,U_{n-1}$ 的顺序量 $U_{(1)}\leqslant\cdots\leqslant U_{(n-1)}$有相同的分布，即在 $T_n=t$ 下，$T_1,\cdots,T_{n-1}$ 有联合密度

$$f(t_1,\cdots,t_{n-1}\mid T_n=t)=\frac{(n-1)!}{t^{n-1}},\quad 0\leqslant t_1\leqslant\cdots\leqslant t_{n-1}\leqslant t \tag{4}$$

若一个可修系统的相继故障发生时刻 $T_1,T_2,\cdots$ 可以用时齐泊松过程中事件发生时刻来描述，则由时齐泊松过程的性质 1，相邻故障间隔时间 $X_i(i=1,2,\cdots)$服从指数分布。这说明时齐泊松过程模型描述的是具有下述性质的可修系统：1) 系统的寿命有参数 λ 的指数分布；2) 系统故障后修复如新，即相继故障间隔独立同分布。因此，若有一串相邻故障间隔数据 $x_1,x_2,\cdots,x_n$，要想利用时齐泊松过程，必须验证 $x_1,x_2,\cdots,x_n$ 是来自总体 2)的一组简单样本；若不能使用时齐泊松过程模型，即 $x_1,x_2,\cdots,x_n$ 不满足上述使用条件，则可以使用非时齐泊松过程模型(或更新过程模型)。

1.2　非时齐泊松过程模型

当可修系统的相邻故障间隔存在某种趋势时，可用非时齐泊松过程(non-homogeneous Possion process，NHP)模型描述，它是时齐泊松过程模型的推广[5-6]。

定义 2　$\{N(t);t\geqslant 0\}$称作一个非时齐泊松过程，如果它满足：

1) $N(0)=0$；

2) $N(t)$具有独立增量，即对任意 n 及不相交的区间$(a_i, b_i]$，$N(b_i)-N(a_i)$互相独立$(i=1,2,\cdots,n)$；

3) 对任意的 $0\leqslant t<s$，在$(t,s]$中的故障数 $N(s)-N(t)$有参数 $\Lambda(t,s)=\int_t^s\lambda(u)\mathrm{d}u$ 的泊松分布

$$P\{N(s)-N(t)=k\}=\frac{[\Lambda(t,s)]^k}{k!}\exp\{-\Lambda(t,s)\}\quad(k=0,1,\cdots) \tag{5}$$

式中 $\lambda(u)$是一个非负函数，称作强度函数。

可以证明：一般的非时齐泊松过程，相邻故障间隔$\{X_i(i=1,2,\cdots)\}$既不独立也不同分布，而且在同样长度的区间上，平均故障不仅依赖于区间的长度，而且依赖于区间的起点，由于这些特点，它可用来描述不是“修复如新”的可修系统。

1.3　韦布尔过程

韦布尔过程是最常用的一类非时齐泊松过程。

定义 3　韦布尔过程：若 $N(t)$有强度函数

$$\lambda(t)=\lambda\beta t^{\beta-1}\quad(t\geqslant 0,\ \lambda>0,\ \beta>0) \tag{6}$$

则 $N(t)$称为韦布尔过程。

对韦布尔过程，当 $0<\beta<1$ 时，相邻故障间隔呈现变大的趋势；$\beta>1$ 时，呈变小的趋势；$\beta=1$ 时即为时齐泊松过程。

2　时齐泊松过程与韦布尔过程的检验

2.1　时齐泊松过程适用性的检验

由于时齐泊松过程模型最为简单，如果能够检验系统按时序出现的失效时刻服从时齐泊松过程，则对指数总体的统计方法即可使用。

1) 观察定时结束的情况。

设 t 固定，假定在$(0,t]$中观察到 n 个故障，按时序记录的故障间隔为

$$X_1, X_2,\cdots, X_n$$

第 i 次故障时刻为

$$T_i=\sum_{j=1}^{i}X_j\quad(i=1,2,\cdots,n)$$

检验 H_0：$T_1, \cdots, T_n$ 是 HP 中事件相继发生的时刻。

在 H_0 成立的条件下，由 HP 的性质 2，$T_1,\cdots, T_n$ 与$(0,t)$上独立均匀分布的随机变量 $U_1,\cdots,U_n$ 的顺序量 $U_{(1)}\leqslant\cdots\leqslant U_{(n)}$同分布，故由中心极限定理

$$\frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}U_i-\frac{t}{2}}{\sqrt{\frac{1}{12n}t^2}}=\sqrt{12n}\left(\frac{1}{nt}\sum_{i=1}^{n}U_{(i)}-\frac{1}{2}\right)=\sqrt{12n}\left(\frac{1}{nt}\sum_{i=1}^{n}T_i-\frac{1}{2}\right) \tag{7}$$

渐近 $N(0,1)$。

对充分大的 n（如 $n\geqslant 6$），可用式 (7) 做显著性检验。给定水平 α，记 Z_α 为 $N(0,1)$的上 α 分位点，即

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{Z_\alpha}^{\infty}\mathrm{e}^{-\frac{t}{2}}\mathrm{d}t=\alpha$$

现若由 $X_1,\cdots,X_n$ 的一组观察值 $x_1,\cdots,x_n$，以及 $t_i=\sum_{j=1}^{i}x_j\ (i=1,\cdots,n)$，按式 (7) 算出

$$\left|\sqrt{12n}\left(\frac{1}{nt}\sum_{i=1}^{n}t_i-\frac{1}{2}\right)\right|\geqslant z_{\frac{\alpha}{2}} \tag{8}$$

则在水平 α 上拒绝 H_0，否则接受 H_0。

2) 观察定数结束的情形

若观察持续到第 n 个故障出现时结束，n 固定，则得到相邻故障间隔

$$X_1, X_2, \cdots, X_n$$

由 HP 性质 3，

$$\sqrt{12(n-1)}\left\{\frac{1}{(n-1)T_n}\sum_{i=1}^{n-1}T_i-\frac{1}{2}\right\}$$

渐近 $N(0,1)$。因此，若

$$\left|\sqrt{12(n-1)}\left\{\frac{1}{(n-1)t_n}\sum_{i=1}^{n-1}t_i-\frac{1}{2}\right\}\right|\geqslant z_{\frac{\alpha}{2}} \tag{9}$$

则在水平α上拒绝 H_0，否则接受 H_0。

2.2　韦布尔过程适用性的检验

对于韦布尔过程，下面分 2 种情况给出 λ, β 的极大似然估计：

1) 定数观察情形。

对事先指定的 n，观察到第 n 个故障发生时刻 t_n 终止，可得到数据

$$0\leqslant t_1\leqslant\cdots\leqslant t_n$$

设 $T_1,\cdots,T_n$ 为韦布尔过程头 n 个事件发生的时刻，则 $T_1,\cdots,T_n$ 的联合密度为

$$f(t_1,\cdots,t_n)=\exp(-\lambda t_n^{\beta})\prod_{i=1}^{n}(\lambda\beta t_i^{\beta-1}),\quad 0\leqslant t_1\leqslant\cdots\leqslant t_n$$

由 $\frac{\partial\ln f}{\partial\lambda}=0,\ \frac{\partial\ln f}{\partial\beta}=0$ 解得 λ, β 的极大似然估计

$$\hat{\beta}=\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\ln\frac{T_n}{T_i}}=\frac{n}{\sum_{i=1}^{n-1}\ln\frac{T_n}{T_i}} \tag{10}$$

$$\hat{\lambda}=\frac{n}{T_n^{\hat{\beta}}} \tag{11}$$

2) 定时观察情形。

观察在指定的时刻 t 终止，设观察到 n 个故障，可得到数据 $0\leqslant t_1\leqslant\cdots\leqslant t_n\leqslant t$，与上述推导相仿，可得到 λ, β 的极大似然估计：

$$\hat{\beta}=\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\ln\frac{t}{T_i}} \tag{12}$$

$$\hat{\lambda}=\frac{n}{t^{\hat{\beta}}} \tag{13}$$

3　可修系统故障数据分析步骤及实例分析

可修系统故障数据分析步骤如图 2 所示。可直接检验是否可用时齐泊松过程模型，若否，则直接采用非时齐泊松过程模型（如韦布尔过程模型）。理论上讲，需要检验非时齐泊松过程模型的适用性，如果对可修系统的故障数据分析只是为了判断系统性能是否有趋势性变化，而在非时齐泊松过程模型中强度函数的选择又有很大灵活性，则非时齐泊松过程模型在绝大多数情况下已经够用，不必再进一步探索其他更复杂的随机过程模型[7]。

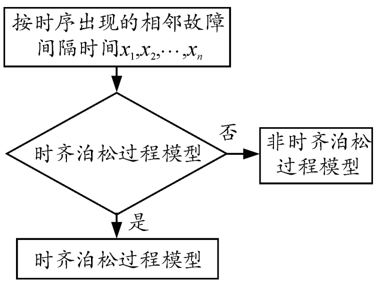

图 2　可修系统故障数据分析步骤

例：某试验单位光电经纬仪按时序的故障间隔时间为

1 900, 1 800, 400, 300, 500, 140　（单位：h）

下面考查对这组故障数据的分析能够为光电经纬仪的维修保障提供何种有用信息。

首先，检验这组数据是否满足时齐泊松过程，即这组数据是否可看作时齐泊松过程中相邻事件发生的间隔。

（下转第 40 页）