

汽车维护与可靠性

Vehicle Maintenance
and Reliability

徐 安 著

人民交通出版社

Qiche Weihu yu Kekaoxing

汽车维护与可靠性

徐 安 著

人民交通出版社

图书在版编目(CIP)数据

汽车维护与可靠性/徐安著. —北京:人民交通出版社, 1996. 10

ISBN 7-114-02424-X

I. 汽… II. 徐… III. ①汽车-车辆维修 ②汽车-可靠性理论 IV. U472

中国版本图书馆 CIP 数据核字(96)第 12319 号

汽车维护与可靠性

徐 安 著

人民交通出版社出版发行

(100013 北京和平里东街 10 号)

各地新华书店经销

北京市顺义世兴印刷厂印刷

开本: $850 \times 1168 \frac{1}{32}$ 印张: 8 字数: 208 千

1996 年 10 月 第 1 版

1996 年 10 月 第 1 版 第 1 次印刷

印数: 0001--2000 册 定价: 15.50 元

ISBN 7-114-02424-X

U · 01691

内 容 提 要

本书从技术经济的观点出发,系统地讨论了汽车使用可靠性与技术经济指标变化规律,分析了国内外汽车维护的现状及其发展动向,着重探讨了汽车检测诊断与维护周期、维修作业组织等的优化及与维修有关的各种决策问题,并详细地给出汽车的维护工艺规范。同时,在突出最大经济效益的前提下,给出了国产主力中型客、货汽车的最优维护周期研究实例。另外,还首次明确提出并探讨了对汽车维护周期进行多目标优化的问题。

本书所涉及的内容,并非仅局限于汽车,而是对各种复杂机械设备的维护与可靠性问题均具普遍意义。

本书可供汽车工程和机械工程的科研人员、工程技术人员、管理人员及高等院校师生阅读,亦可供对技术维护和可靠性问题感兴趣的其他人员参考,还可作为有关专业或继续教育的教材。

前 言

汽车是发展国民经济的重要交通工具之一,也是需要花费巨大的代价才能维持其正常使用的设备。随着我国国民经济的持续高速增长,作为支柱产业的汽车工业将得到更快地发展,汽车的保有量也会与日俱增。为提高我国汽车的使用技术水平、管理技术水平和科研水平,减少各种资源的浪费,使汽车运输产生更高的经济效益和社会效益,进行汽车维护与使用可靠性方面的研究,无论是在理论上,还是在实践上,都不失为一项极有意义的工作。

本书写作的目的,是探讨汽车的使用可靠性与技术经济指标变化规律,并着重研究各种决策方法,将优化概念应用于汽车的维护周期、维护作业组织以及维护工艺规范等问题的研究之中。

本书的第1、2、3章介绍了汽车故障或失效数据的统计处理、更新理论以及现值问题。在第4、5章中,对汽车的可靠性、维修性和有效性及各自的特征量进行了分析,并着重研究中型载货汽车的使用可靠性问题和技术经济指标变化规律问题。第6、7章集中讨论了汽车维护与可靠性的关系、国内外汽车维护的现状与发展动向、汽车维护作业项目的组合和维护工作量的确定问题;同时,还针对若干种实际情况,给出了汽车维修的最优决策。

本书第8、9、10章中,在计划预防等方针的指导下,根据技术与经济相结合的原则,建立了各种确定汽车最优维护与检测诊断周期的数学模型。利用这些数学模型,可以求得各种不同目标意义下的车辆(或机械设备)最优的维护与检测诊断周期。同时,遵循这些模型的理论框架,略加修改后,还可适用于各种不同的具体情况。

第11章给出了若干汽车最优维护周期的研究实例,在这些研究中,还考虑了验证性试验,并进行了经济效益分析。在第12章

中,作者从多目标规划的原理出发,首次明确提出并探讨了如何对汽车的维护周期进行多目标优化的问题。

第 13 章详细地给出了汽车维护的工艺规范,第 14 章则较详尽地讨论了维修作业组织的优化问题。

本书作者近年来一直从事汽车维护与使用可靠性方面的研究,希望本书的出版能推动此项研究更加全面深入地展开,并对广大读者有所帮助。

在本书的写作过程中,还参考了大量的国内外文献资料。在此,谨向所有这些文献的作者们表示深深的谢意。

徐 安

1995 年 11 月 7 日

目 录

第 1 章 失效数据的统计处理	1
1.1 几种常用的概率分布	1
1.2 参数估计	10
1.3 假设检验	22
1.4 最小二乘估计—相关系数检验方法	27
第 2 章 更新理论	34
2.1 模型更新过程	34
2.2 常更新过程	36
2.3 若干极限定理	37
2.4 交替更新过程	38
2.5 更新函数的确定方法	40
第 3 章 现值问题	45
3.1 概述	45
3.2 现值公式	45
第 4 章 汽车可靠性、维修性、有效性及其特征量	49
4.1 汽车可靠性及其特征量	49
4.2 汽车维修性及其特征量	56
4.3 汽车有效性及其特征量	66
第 5 章 载货汽车使用可靠性与技术经济指标变化规律研究	69
5.1 载货汽车运行故障规律研究	69
5.2 载货汽车使用可靠性研究	75
5.3 载货汽车技术经济指标变化规律研究	78
第 6 章 汽车维护基础	82
6.1 汽车维护与可靠性的关系	82

6.2	汽车维护现状分析及其发展动向	85
6.3	汽车维护作业项目的组合	94
6.4	汽车维护工作量的确定	98
第7章	汽车维修决策	100
7.1	使折算后的收益最大的汽车最优大修周期	101
7.2	使总费用最低的汽车最优大修周期	106
7.3	改用新型车辆并使折算后的总费用最低的汽车 大修周期	109
7.4	汽车维护、小修与大修混合决策	110
第8章	计划预防方针下确定汽车最优维护周期的各 种模型	118
8.1	使汽车单位行驶里程(或时间)维修费用最少的维 护周期模型	118
8.2	使汽车单位运行时间运行及维修费用最少的维护 周期模型	125
8.3	使汽车有效度最大的维护周期模型	129
8.4	使汽车技术状况参数超过极限值的概率得到控制 的维护周期模型	132
8.5	使汽车在维护周期到达之前出现故障的概率得到 控制的维护周期模型	134
第9章	定期预防方针下确定汽车最优维护周期的各种 模型	136
9.1	使汽车单位行驶时间(或里程)维修费用最少的维 护周期	136
9.2	使汽车有效度最大的维护周期	141
第10章	汽车检测诊断周期的优化	149
10.1	使汽车运行单位时间所获利润最大的检查频率	149
10.2	使汽车运行单位时间内由故障和检查引起停驶 时间最少的检查频率	152
10.3	当汽车的某些状态只能通过检查才能确定时使	

总费用最少的检查进度计划·····	153
10.4 结语·····	155
第 11 章 汽车最优维护周期研究实例 ·····	157
11.1 汽车最优维护周期的模型解·····	157
11.2 汽车最优维护周期验证试验与经济效益分析·····	163
第 12 章 汽车维护周期的多目标优化 ·····	170
12.1 问题的提出·····	170
12.2 多目标规划·····	171
12.3 汽车维护周期的多目标优化·····	178
第 13 章 汽车维护工艺规范 ·····	186
13.1 概述·····	186
13.2 一级维护作业项目与技术要求·····	187
13.3 一级维护竣工检验技术要求·····	190
13.4 二级维护前检测项目与技术要求·····	190
13.5 二级维护前技术评定与确定附加作业项目 的依据·····	196
13.6 二级维护基本作业项目与技术要求·····	201
13.7 二级维护过程检验、竣工检验与相应技术要求 ·····	218
13.8 汽车维修合同及其主要内容·····	222
第 14 章 汽车维修作业组织的优化 ·····	225
14.1 排队论基础·····	225
14.2 满足不确定工作量的维修车间设备的最优数量·····	229
14.3 维修作业班组的最优能力·····	232
14.4 单个维修作业班组分管车辆的最优数量·····	236
14.5 可转包时满足不确定工作量所需的维修作 业力量最优规模·····	239
参考文献 ·····	243

第 1 章 失效数据的统计处理

本章主要讨论失效数据的统计处理,内容涉及到参数估计与假设检验,并着重探讨一种性能优良的最小二乘估计—相关系数检验方法。在此之前,首先给出几种常用的概率分布。

1.1 几种常用的概率分布

在汽车维护与可靠性研究中,不可避免地要经常涉及到一些概率分布问题。本节将就几种常用的概率分布加以简要讨论,对离散型随机变量来说,主要有(0-1)分布、二项分布和泊松分布;至于连续型随机变量,则主要讨论正态分布、对数正态分布、指数分布和威布尔分布。

1.1.1 (0-1) 分布

若对汽车进行检测诊断,则其技术状况无非处于两种状态,即完好或故障状态;如分别以 0 代表技术状况完好,以 1 代表车辆处于故障状态,那么,从概率论的角度来看,车辆的技术状况即为一随机变量,其可能的取值只有 0 和 1。若随机变量 X 的概率分布为

$$P\{X = 1\} = p \quad (1.1)$$

$$P\{X = 0\} = 1 - p = q \quad (1.2)$$

其中, $0 < p < 1$ 。那么,就称离散型随机变量 X 服从(0-1)分布。(0-1)分布的分布律也可写成

X	1	0
p_X	p	$1 - p$

对于一个随机试验,若其样本空间里只包含两个元素,则总能定义一个具有(0-1)分布的随机变量 X ,并用它来描述此随机试

验的结果。因此, (0-1) 分布是一个常用的分布。

对(0-1) 分布而言, 其数学期望 $E(X)$ 为

$$E(X) = \sum_{k=1}^2 x_k p_k = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p \quad (1.3)$$

而方差 $D(X)$ 则为

$$D(X) = \sum_{k=1}^2 [x_k - E(X)]^2 p_k = [1 - p]^2 p + [0 - p]^2 (1 - p) = p(1 - p) = pq \quad (1.4)$$

1.1.2 二项分布

设随机试验 E 只有两个可能的结果 A 及 $\bar{A}$, 并记

$$P(A) = p \quad (1.5)$$

$$P(\bar{A}) = 1 - p = q \quad (1.6)$$

其中, $0 < p < 1$ 。同时, 将试验 E 独立地重复进行 n 次, 则称这一连串的独立试验为 n 重贝努利 (Bernoulli) 试验, 简称为贝努利试验。

若以 X 表示 n 重贝努利试验中事件 A 发生的次数, 则 X 必为一随机变量, 其全部可能取的值为 $0, 1, 2, \dots, n$, 且有

$$P\{X = k\} = P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n \quad (1.7)$$

由于 $C_n^k p^k q^{n-k}$ 恰为二项式 $(p + q)^n$ 的展开式中的第 $k + 1$ 项, 所以, 称随机变量 X 服从参数为 n, p 的二项分布。

特别要注意的是, 当 $n = 1$ 时, 二项分布的形式变为

$$P\{X = k\} = p^k q^{1-k}, \quad k = 0, 1 \quad (1.8)$$

显然, 此即(0-1) 分布。

对二项分布, 其随机变量 X 的数学期望 $E(X)$ 为

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k q^{n-k} = \\ &= \sum_{k=0}^n k \frac{n(n-1)(n-2)\cdots[n-(k-1)]}{k!} p^k q^{n-k} = \\ &= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)(n-2)\cdots[(n-1)-(k-2)]}{(k-1)!} p^{k-1} q^{n-k} \end{aligned}$$

$$p^{k-1}q^{(n-1)-(k-1)} = np[p+q]^{n-1} = np \quad (1.9)$$

计算二项分布的方差 $D(X)$ 时,可利用求随机变量 X 方差 $D(X)$ 的一个重要公式,即

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad (1.10)$$

因此,有

$$\begin{aligned} E(X^2) &= E[X(X-1) + X] = E[X(X-1)] + E(X) = \\ &= \sum_{k=0}^n k(k-1)C_n^k p^k q^{n-k} + np = n(n-1)p^2 + \\ &+ \sum_{k=2}^n \frac{(n-2)(n-3)\cdots[(n-2)-(k-3)]}{(k-2)!} \cdot \\ &\cdot p^{k-2}q^{(n-2)-(k-2)} + np = n(n-1)p^2[p+q]^{n-2} + np = \\ &= n(n-1)p^2 + np \end{aligned} \quad (1.11)$$

所以,二项分布时,随机变量 X 的方差 $D(X)$ 为

$$\begin{aligned} D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = \\ &= n(n-1)p^2 + np - n^2p^2 = np(1-p) = npq \end{aligned} \quad (1.12)$$

1.1.3 泊松(Poisson)分布

设随机变量 X 所有可能取的值为 $0, 1, 2, \dots$, 而其取各个值的概率为

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1.13)$$

式中, $\lambda > 0$ 为常数。那么,则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布。

下面给出的泊松定理指明,以 n, p ($np = \lambda$) 为参数的二项分布,当 $n \rightarrow \infty$ 时,趋于以 λ 为参数的泊松分布。

泊松定理 设随机变量 X_n ($n = 1, 2, \dots$) 服从二项分布,其分布律为

$$P\{X_n = k\} = C_n^k p_n^k (1-p_n)^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n \quad (1.14)$$

此处,概率 p_n 是与 n 有关的数。再设 $np_n = \lambda > 0$ 是常数 ($n = 1, 2, \dots$), 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{X_n = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \quad (1.15)$$

虽然在泊松定理中要求 $n \rightarrow \infty$, 但在工程实际中, 当 $n \geq 10$, $p \leq 0.1$ 时, 便可用 $\frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ ($\lambda = np$) 作为 $C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ 的近似值, 而前者在一般的概率及数理统计书籍中, 都有专门数表可查, 因而大大节省了计算工作量。

事实上, 泊松分布是概率论中的一种重要的分布。例如, 单位时间内到达汽车维修厂点进行修理的故障车数, 即服从此分布。

对泊松分布, 其随机变量 X 的数学期望为

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda \quad (1.16)$$

同时, 又可求得

$$\begin{aligned} E(X^2) &= E[X(X-1) + X] = E[X(X-1)] + E(X) = \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} + \lambda = \lambda^2 \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} e^{-\lambda} + \lambda = \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} e^{\lambda} + \lambda = \lambda^2 + \lambda \end{aligned} \quad (1.17)$$

所以, 根据式(1.10), 得泊松分布的方差 $D(X)$ 为

$$\begin{aligned} D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = \\ &= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda \end{aligned} \quad (1.18)$$

由式(1.16)和(1.18)可以看出, 对服从泊松分布的随机变量来说, 其数学期望与方差相等。因此, 只要知道了其数学期望, 便可确定其分布。

1.1.4 正态分布

在可靠性领域中, 正态分布是一很重要的分布。设连续型随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty \quad (1.19)$$

式中, $\mu, \sigma > 0$ 为常数, 则称 X 服从参数为 μ, σ 的正态分布。

正态分布概率密度 $f(x)$ 的图形, 如图 1.1 所示。它具有以下性质:

a. $f(x)$ 曲线关于 μ 对称;

b. 当 x 等于 μ 时, $f(x)$ 取得最大值, 且其值为

$$f(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \quad (1.20)$$

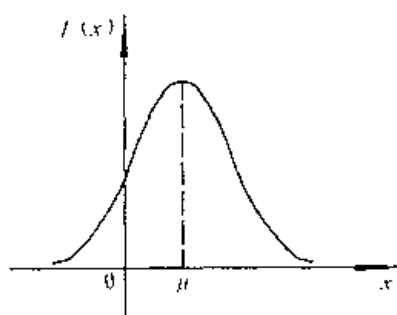


图 1.1 正态分布的 $f(x)$ 图形

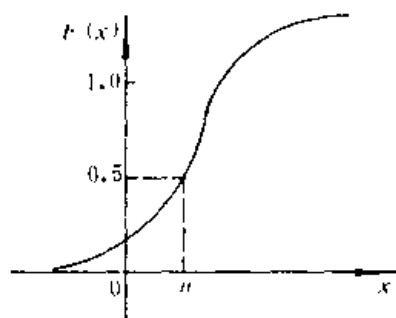


图 1.2 正态分布的 $F(x)$ 图形

由式(1.19)可知, 当 X 服从参数为 μ, σ 的正态分布时, 其分布函数

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (1.21)$$

$F(x)$ 的图形如图 1.2 所示。

特别地, 当 $\mu = 0, \sigma = 1$ 时, 称 X 服从标准正态分布, 其概率密度和分布函数通常用 $\phi(x)$ 和 $\Phi(x)$ 表示, 即

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (1.22)$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (1.23)$$

在各种概率论与数理统计专业书籍中, 都以表格的形式提供有 $\Phi(x)$ 的函数值, 以方便查用。

当 X 服从参数为 μ, σ 的正态分布时, 可以通过变量代换, 即令 $u = \frac{t-\mu}{\sigma}$, 并用其代替式(1.21)中的积分变量 t , 将 $F(x)$ 化成如式(1.23)所示的标准形式。然后, 再通过查标准正态分布表, 便可求得 $F(x)$ 的函数值。

对正态分布, 其随机变量 X 的数学期望为

$$E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (1.24)$$

令 $t = \frac{x-\mu}{\sigma}$, 则得

$$\begin{aligned} E(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (\sigma t + \mu) e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \\ &= \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \\ &= \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = \mu \end{aligned} \quad (1.25)$$

而其方差 $D(X)$ 为

$$\begin{aligned} D(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x) dx = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \end{aligned} \quad (1.26)$$

令 $t = \frac{x-\mu}{\sigma}$, 得

$$\begin{aligned} D(x) &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left[-te^{-\frac{t^2}{2}} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right] = \\ &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = \sigma^2 \end{aligned} \quad (1.27)$$

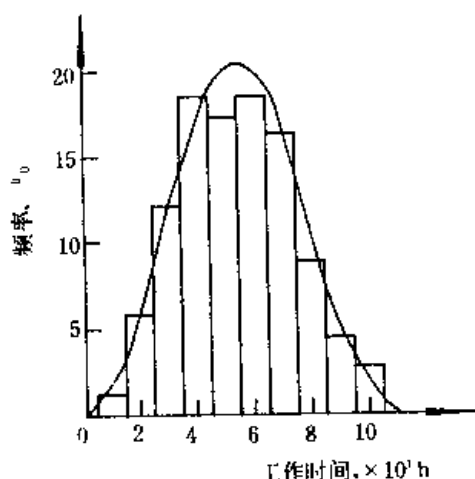


图 1.3 347 台发动机第一次大修前的实际工作时间分布

由此可见, 正态随机变量 X 概率密度中的两个参数 μ 和 σ , 恰好就是该随机变量 X 的数学期望和均方差。

当汽车零部件或总成的寿命主要为摩擦副表面的磨损所左右时, 其寿命往往服从正态分布。例如, 图 1.3 即为统计所得 347 台某型车用汽油发动机在第一次大修前的实际工作时间分布密度。

再如,图 1.4 给出了不同年份生产的某型车用柴油发动机的大修

间隔里程分布密度。显然,从图形上看,图 1.3 和 1.4 中的分布密度曲线是属于正态分布的,而实际情况也确实如此。在图 1.3 中,数学期望 μ 为 5 400 h,而均方差 σ 为 1

944 h;而对图 1.4 来说,由于设计和生产水平的不断提高,产品质量亦有所提高,反

映在随机变量的数学期望, 1-1969 年生产;2-1970 年生产;3-1971 年生产;

即平均大修间隔里程上,4 年间 μ 值分别为 78 000 km、91 000 km、123 800 km 和 133 000 km,而均方差 σ 则分别为 31 200 km、36 400 km、44 568 km 和 57 190 km。

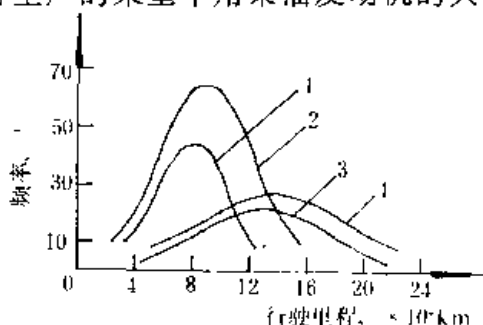


图 1.4 不同年份生产的车用柴油机
行驶里程分布

1.1.5 对数正态分布

当随机变量 X 的对数服从正态分布时,那么,此随机变量 X 所服从的分布,就称为对数正态分布。对数正态分布的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x > 0 \quad (1.28)$$

式中, $\mu, \sigma > 0$ 为常数。

由式(1.28)可知,对数正态分布的分布函数为

$$F(x) = \int_0^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma t} e^{-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (1.29)$$

由于对数变换可以将比较大的数变为较小的数,且越大的数变小得越显著,因而,可以通过对数变换,使原先较为分散的数据相对集中起来。正因为如此,通常可将跨几个数量级的数据,用对数正态分布去加以拟合。

对服从对数正态分布的随机变量 X 而言,其数学期望 $E(X)$ 为

$$E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \quad (1.30)$$

而其方差 $D(X)$ 为

$$D(X) = e^{2\mu+2\sigma^2} - e^{2\mu-2\sigma^2} = e^{2\mu+2\sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1) \quad (1.31)$$

在可靠性研究中,对数正态分布不仅适用于寿命时间的分布,也适用于维修时间的分布等。

1.1.6 指数分布

当连续型随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0 \quad (1.32)$$

式中, $\lambda > 0$ 为常数。那么,则称 X 服从参数为 λ 的指数分布。

由式(1.32),可知当 X 服从参数为 λ 的指数分布时,其分布函数为

$$F(X) = \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda x} \quad (1.33)$$

为求得服从参数为 λ 的指数分布的随机变量 X 之数学期望 $E(X)$ 和方差 $D(X)$,不妨先计算 X^k 的数学期望。利用 Γ 函数的性质,有

$$E(X^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} t^k f(t) dt = \lambda \int_0^{+\infty} t^k e^{-\lambda t} dt = \frac{\Gamma(k+1)}{\lambda^k} \quad (1.34)$$

于是,有数学期望

$$E(X) = \frac{\Gamma(2)}{\lambda} = \frac{1}{\lambda} \quad (1.35)$$

而方差

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\Gamma(3)}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} \quad (1.36)$$

对汽车可靠性、维修性而言,若某一总成或装置的故障发生服从指数分布,那么,通常认为在该总成或装置仍处于完好技术状况时,对其进行预防性的维护和修理,是得不到任何好处的。之所以有此结论,是因为指数分布有一个重要的性质,即所谓的“无记忆性”。下面,简要地对其加以叙述和证明。

设总成或装置的寿命 X 服从指数分布,则对任意两个正数 s