

第1章 损失分布

【内容要点】

1. 风险与损失的基本概念

(1) 风险的定义：在一定条件下，在特定的期间内，某一事件的实际结果与预期结果的差异就是风险。风险（ $X-EX$ ）是一个随机变量。

(2) 风险的特征：客观性、普遍性、社会性、不确定性、发展性。

(3) 在非寿险经营中，对风险的分类如下：

按照风险的性质：可以分为纯粹风险和投机风险。

按可保风险的要求：非投机风险；损失不能太小；非巨灾性；随机性；可统计性。

按照经营活动的内容：可以分为商品经营风险和资产经营风险。

按照风险波及的范围：可以分为基本风险和特殊风险。

按照风险的形态：可以分为潜在风险和意外风险。

按照风险发生的地点：可以分为经营内部风险和经营外部风险。

(4) 风险的度量方法（详见重难点解析）

最基本的方法——波动性方法。

VaR 方法。

实务常用的监管方法——RBC 方法。

(5) 损失、索赔、赔款三者之间的关系如下：

损失，指的是保险标的在保险事故中遭到的实际损失额。

索赔，是保单持有人向保险公司提出的赔偿要求。不考虑道德风险要素时，索赔额基本等同于损失额。

赔款额，与保险标的的实际损失相关，但由于保险公司在理赔时还要考虑保险金额（赔款限额）、免赔额和承保比例等诸多因素，一般来说赔款不会超过损失额。

未加特殊说明时，不严格区分一个分布究竟是损失分布、索赔额分布还是赔款额分布。

2. 一般的随机变量的分布及其数字特征

(1) 随机变量的分布及其数字特征列表（见表 1-1）

表 1-1

连续型随机变量 X

离散型随机变量

分布函数

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

$$F(x) = \sum_{X_i \leq x} p(x_i)$$

分布密度函数/分布列

$$f(x) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

$$p(x_i) = P(X=x_i) \geq 0, i=1, 2, \dots$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = 1$$

数学期望 $E(X)$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} x_i p(x_i)$$

方差

$$\text{Var}(X)$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [X-E(X)]^2 f(x) dx$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} [x_i-E(X)]^2 p(x_i)$$

数学期望与

方差的性质

$$\text{Var}(X) = E[X-E(X)]^2$$

$$(1) E(kX) = kE(X)$$

$$(2) E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$$

$$(3) \text{若 } X \text{ 与 } Y \text{ 相互独立, 则 } E(XY) = E(X)E(Y)$$

$$(4) \text{Var}(kX) = k^2 \text{Var}(X)$$

$$(5) \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$(6) \text{若 } X \text{ 与 } Y \text{ 相互独立, 则}$$

$$\text{Var}(X+Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

变异系数

$$\frac{\text{Var}(X)}{E(X)}$$

k阶原点矩

$$\mu_k = E(X^k)$$

k 阶中心矩

$$\mu_k = E [X - E(X)]^k$$

偏度 (X 的三阶矩存在时)

$$\beta_1 = E (X - EX)^3 [E (X - EX)^2]^{3/2} = \mu_3 / (\mu_2)^{3/2}$$

32

峰度 (X 的四阶矩存在时)

$$\beta_2 = E (X - EX)^4 [E (X - EX)^2]^{2-3} =$$

$$\mu_4 / (\mu_2)^2 - 3$$

中位数 $x_{0.5}$

$$F(x_{0.5}) = \int_{-\infty}^{x_{0.5}} f(x) dx = 0.5$$

—

众数 $\text{mod}(X)$

使密度函数 $f(x)$ 达到最大的值

使概率 $P(X=x)$ 达到最大的值

(2) 财务稳定性系数 K

$$K = Q/P$$

，其中 Q 是赔付随机变量的标准差；P 是所收的纯保费（一般是 $E(X)$ ）。假如损失变量服从二项分布，K 为：

$$K = Q/P$$

$$= \frac{anp}{p(1-p)}$$

$$= \frac{anq}{p(1-p)}$$

$$= \frac{anq}{p(1-p)}$$

这里 n 为独立的风险单位个数，

a 为每个单位的保额，p 为损失概率，q 为纯费率。

假定保险公司有 k 类业务，整个公司度量经营风险的财务稳定性系数

$$K = \frac{\sum_{i=1}^k a_i n_i p_i (1-p_i)}{\sum_{i=1}^k a_i n_i p_i}$$

$$\sum_{i=1}^k n_i$$

$$[a_i n_i p_i] \quad i=1, 2, \dots, k$$

k 与 q , n 成反比, 与 p 成正比。其中 a_i 为第 i 类业务的风险保额。

3. 连续型随机变量与损失额的分布

非寿险精算中的损失额 X 一般用非负连续型随机变量来表现。

常见连续型分布的知识要点如下表。读者应该对下表中的分布熟练掌握。

表 1 2 常见连续型分布

密度函数

期望 $E(X)$

方差 $\text{Var}(X)$

备注

正态分布

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$x \in \mathbb{R}$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

μ

σ^2

关于直线 $x = \mu$ 对称

若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 称为标准正态分布: $\phi(-x) = \phi(x)$, $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$

对数正态分布

$$X \sim \ln(\mu, \sigma^2)$$

$$x > 0$$

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

$$e^{\mu + \sigma^2}$$

$$e^{(2\mu + \sigma^2)} (e^{\sigma^2} - 1)$$

汽车保险、工程保险、火灾损失保险等

帕雷托

分布

$$x > 0$$

简单参数

$$f(x) = \frac{\alpha \beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} \quad x > 0$$

$$0 < x < \beta$$

$\alpha > 1$ 时, 存在

$$E(X) = \frac{\alpha}{\beta}$$

$\alpha > 2$ 时, 存在

$$\text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\beta^2} \left(\frac{\alpha-1}{\alpha} \right)$$

一般帕雷托

$$f(x) = \frac{\alpha \beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (\beta+x)^{-\alpha-1}$$

$\alpha > 1$ 时, 存在

$$E(X) = \frac{\beta}{\alpha-1}$$

当 $\alpha > 2$ 时, 存

在 $\text{Var}(X) =$

$$\frac{\beta^2}{(\alpha-2)(\alpha-1)^2}$$

广义帕雷托

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+k) \beta^\alpha}{\Gamma(\alpha) \Gamma(k)} x^{k-1} (\beta+x)^{-\alpha-k}$$

$\alpha > 1$ 时, 存在

$$E(X) = \frac{\beta k}{\alpha-1}$$

当 $\alpha > 2$ 时, 存

在 $\text{Var}(X) =$

$$\frac{(\alpha+k-1) k \beta^2}{(\alpha-2)(\alpha-1)^2}$$

右偏斜。尾部趋于零的速度要比对数正态分布慢得多, 多用来估计特大赔付
续表

密度函数

期望 $E(X)$

方差 $\text{Var}(X)$

备注

伽玛分布

$$X \sim \Gamma(\alpha, \beta)$$

$$x > 0$$

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\beta x} x^{\alpha-1}$$

$$\alpha, \beta > 0$$

$$\alpha > 1$$

$$\beta > 2$$

偏度系数 $\beta_1 = 2/\alpha$ ，变异系数 $k = 1/\alpha$

$\alpha = 1$ 时，是指数分布

对数伽玛分布 $\ln X \sim \Gamma(\alpha, \beta)$

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (\ln x)^{\alpha-1} e^{-\beta \ln x} x^{\beta-1}$$

$$\beta > 1$$

$$\beta > 2$$

$$\beta > 12$$

韦伯分布

$$f(x) = c \gamma x^{\gamma-1} e^{-cx^\gamma} \quad x > 0$$

$$\Gamma(1 + 1/\gamma)$$

$$1/\gamma$$

$$\Gamma(1 + 2/\gamma)$$

$$2/\gamma$$

$$\Gamma(1 + 1/\gamma) 1/\gamma^2$$

$\gamma = 1$ 时，是指数分布

χ^2 分布

$$f(x) = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} x^{n/2-1} e^{-x/2}$$

$$x > 0$$

$$n > 2$$

$$2n$$

$$\chi^2(n) = \Gamma(n/2), 1/2$$

常见分布的衍生分布在表 1-3 列出。对于这类分布，读者应该重点了解其是如何派生出来的，不必强行记忆。

表 1-3

密度函数与
分布函数
期望 $E(X)$
方差 $\text{Var}(X)$
备注

变换伽玛分布

$$f(x) = \frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\tau x} x^{\alpha-1} \Gamma(\alpha)$$

$$G(x; \alpha, \theta, \tau) = \int_0^x \frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\tau t} t^{\alpha-1} dt \Gamma(\alpha)$$

其中 $u = \tau x$, $0 < x < \infty$, $\alpha > 0$, $\theta > 0$, $\tau > 0$

$$\frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha+1)} \tau \Gamma(\alpha)$$

$$\frac{\tau^{2\alpha+2}}{\Gamma(\alpha)}$$

$$\Gamma(\alpha) -$$

$$\frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha+1)} \tau \Gamma(\alpha) 2$$

$\tau=1$ 时, 是伽玛分布

$\tau=1$, $\alpha=1$ 时, 是指数分布

$\alpha=1$ 时, 是韦伯分布

续表

密度函数与
分布函数
期望 $E(X)$
方差 $\text{Var}(X)$
备注

逆变

换伽

玛

分布

$$f(x) = \frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\tau u} u^{\alpha-1} \Gamma(\alpha)$$

$$G(x; \alpha, \theta, \tau) = 1 - \int_0^x \frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\tau t} t^{\alpha-1} dt$$

$$\Gamma(\alpha)$$

其中 $u = \tau x$

$0 < x < \infty$, $\alpha > 0$, $\theta > 0$, $\tau > 0$

$$\frac{\tau^\alpha}{\Gamma(\alpha-1)} \tau \Gamma(\alpha)$$

$$\theta \Gamma(\alpha - 2) \tau \Gamma(\alpha) -$$

$$\theta \Gamma(\alpha - 1) \tau \Gamma(\alpha) 2$$

变换贝塔分布

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + b)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(b)}$$

$$x^\theta \gamma^\alpha$$

$$x^{1+\theta} \gamma^{\alpha+b}$$

$$F(x; a, b, \gamma, \theta) =$$

$$\frac{\Gamma(\alpha + b)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(b)} \int_0^x t^{\alpha-1} (t+1)^{-\alpha-b} dt$$

$$t^{\alpha-1}$$

$$(t+1)^{-\alpha-b} dt \Gamma(\alpha) \Gamma(b)$$

$$0 < x < \infty, a, b, \theta, \gamma > 0$$

$$\theta \Gamma(\alpha + 1) \gamma \Gamma(b - 1) \gamma \Gamma(\alpha) \Gamma(b)$$

$$\theta 2 \Gamma(\alpha + 2) \gamma$$

$$\Gamma$$

$$b - 2 \gamma \Gamma(\alpha) \Gamma(b)$$

-

$$\theta \Gamma(\alpha + 1) \gamma$$

$$\Gamma(b - 1) \gamma \Gamma(\alpha) \Gamma(b) 2$$

a=1 时, 是 Burr 分布

a=1, $\gamma=1$ 时, 帕雷托分布

a=1, b=1 时, 对数分布

逆高

斯

分布

$$f(x) = \theta 2 \pi x^{3/2} \exp(-\theta^2 x x - \mu \mu^2)$$

$$\exp(-\theta^2 x x - \mu \mu^2)$$

$$0 < x < \infty$$

$$\mu$$

$$\mu^3 \theta > 0$$

4. 离散型随机变量与损失次数的分布

非寿险精算中的赔款次数 N 是个取值为非负整数的离散型随机变量。常见离散型分布的知

识要点如下表。读者应该对下表中的分布熟练掌握。

表 1 4

分布列

期望 $E(X)$

方差 $\text{Var}(X)$

备注

泊松

分布

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$(\lambda > 0, k=0, 1, 2, \dots, n)$$

λ

λ

常用来描述小概率发生的次数；非寿险精算数学中最常用的分布；

泊松分布具有可加性

续表

分布列

期望 $E(X)$

方差 $\text{Var}(X)$

备注

二项

分布

$$P(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

$$(k=0, 1, 2, \dots, n)$$

np

$np(1-p)$

计算时常用两种近似方法：泊松分布近似，利用中心极限定理

几何

分布

$$P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$$

$(0 < p < 1, k = 1, 2, \dots, n)$

$(x = 0, 1, 2, \dots)$

1-pp

1-pp²

是伯努利试验中首次成功前，失败次数的分布

负二

项分

布

$P(X=k) = C_{r+k-1}^r p^r (1-p)^{k-r}$

$(r \geq 1, 0 < p < 1, k = r, r+1, \dots)$

$r \cdot (1-p) p$

$r (1-p) p^2$

灾害事故和发病情形的统计问题，在风险不同质情况下赔款发生次数的分布；

当 $r=1$ 时的负二项分布就是几何分布

【本章重难点解析】

这一章介绍了非寿险中风险、损失、损失额分布和损失次数分布的基本知识，这些大都是最基础的概率论知识及其应用。如果读者已经学习过概率论，那么对这一章的把握将不会十分困难。

本章的重点是精算数学的常用分布及其特征，包括损失额分布（特别是正态分布、对数正态分布、一般帕雷托分布、伽玛分布、韦伯分布

和 χ^2 分布）和损失次数分布（特别是泊松分布、二项分布和负二项分布）。要求读者对以上分布掌握熟练。

本章的难点并不突出，但仍然需要注意的一些具有保险行业特色的运用。下面将具体分别加以说明。

1. 风险的度量方法

(1) 对 VaR 的补充说明

记 X 为某期间的最大损失，分布函数为 $F(x)$ ，其反函数为 $F^{-1}(x)$ ，置信水平为 c （取 95% ~ 99%）对于在险值 VaR ，满足

$$P(X > VaR) = 1 - c$$

即， $P(X \leq VaR) = c$ ， $F(VaR) = c$

所以 $VaR = F^{-1}(c)$ ，即 VaR 是 X 分布的 c 分位数。

(2) RBC 方法的补充说明

RBC 方法是美国保险监督官协会 (NAIC) 引进的实务操作方法，用于评估保险公司资本和盈余的充足性。非寿险公司的 RBC 方法有一套完整而复杂的计算公式，读者只需掌握以下两点

$$\text{最低风险资本} = R21 + R22 + R23 + R4$$

风险资本 (RBC) 比率 =

总调整资本最低风险资本
× 100%

其中, R1—资产风险, R2—信用风险, R3—承保风险, R4—资产负债表外风险。

总调整资本=公司资本金-特定赔款准备金

注: Ri 一般由更具体的公式给出。如资产风险 R1 通常由固定收益债券和短期投资等乘以规定的风险因子计算, 承保风险 R3 通常根据公司的平均赔付率和市场赔付率确定。

2. 财务稳定系数 K

【例 1.1】某公司承保业务如

表 1 5 所示, 为保证保单组合的财务稳定系数
K=0.1, 问再保险的自留额 x 应定为多少?

表 1 5

类别	承保单位数量 ni	单位保额 ai	损失概率 pi
一	6000	5000	2%
二	1000	30000	2%
三	300	100000	2%

解这里给出另一种做法。

根据 $K=QP=anp(1-p)$ 和 $anq=p(1-p)nq$, 和 $K_{1+2+\dots+n}=\sum ni=1a2inipi(1-pi)\sum ni=1ainipi$

易求 $K_1=0.09$, $K_{1+2}=0.12$, $K_{1+2+3}=0.16$

因为要求的财务稳定系数 $K=0.1$, $K_1 < K < K_{1+2} < K_{1+3}$

所以再保险的自留额 $30000 > x > 5000$ 。

即第二、第三类业务都必须分保, 将第二类和第三类保单看作同一种业务, 利用

$$K^* = Q^2 + x^2 np(1-p) + P + xnp$$

其中，Q 为第一类业务赔付的标准差： $Q^2 = 5000^2 \times 6000 \times 0.02 \times 0.98 = 2940000000$

P 为第一类业务赔付的纯保费： $P = 5000 \times 6000 \times 0.02 = 60000$

$$0.1 = 2940000000 + x^2 \times 1300 \times 0.02 \times 0.98$$

$$60000 + x \times 1300 \times 0.02$$

解得： $x = 18565.68$ 或 -1899.01 （舍去）

自留额应该定为 19000 元。

所以，韩天雄主编的考试教材中使用的计算方法是一种近似计算。当要求的财务稳定系数 K（本题 0.1）非常接近的一类保单的 K_1 （本题 0.09）时，这种近似计算的精确度较高。

3. 对数正态分布

【例 1.2】某保险公司承保的工程险损失额 X，已知 $\ln(X) \sim N(2, 6)$ 。若定义保费为平均损失额加上“安全附加费用”，此“安全附加费用”是损失额标准差的 1/100。求此类保单的单位保费。

解 X 的期望由 $e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} = e^{2+6/2} = 148.4$

X 的方差为 $e^{(2\mu + \sigma^2)} (e^{\sigma^2} - 1) = e^{(2 \times 2 + 6)} (e^6 - 1) = 8864084.1$

$$(2 \times 2 + 6) (e^6 - 1) = 8864084.1$$

X 的标准差为 $\sqrt{8864084.1} = 2977.3$

保费为 $148.4 + 2977.3/100 = 178.2$

帕雷托分布、伽玛分布（包括指数分布）也是考察的重点，更多的分析见习题解答。

4. 自留额与限额损失再保险的应用

对单位保单的损失额 X 而言，若规定免赔额为 d，未加特殊说明时，认为单位保单的赔付额为 $I_d(X)$ ， $I_d(X) = X - d, X > d$

0，其他

单位保单的期望赔付为

$$E(I_d) = \int_d^\infty (x-d) f(x) dx$$

$$= E(X) - d + \int_0^d (d-x) f(x) dx$$

$$= \int_d^\infty [1-F(x)] dx$$

$$= E(X) - \int_0^d [1-F(x)] dx$$

需要注意的是：

（1）以上的 4 种表达式都非常有用，如果在解题时能灵活运用，可以在很大程度上简化计算。

（2）若 X 是离散型变量，则“ \int ”变成“ Σ ”， $f(x)$ 表示 X 的概率密度函数。如

$$E(I_d) = \Sigma_{x=d} (x-d) f(x)$$

离散型的 $E(I_d)$ 还有递推式： $E(I_{d+1}) = E(I_d) - [1-F(d)]$

对总损失 S 而言, 自留额为 d 的限额损失再保险性质同上。但再限额损失再保险中, $Id(S)$ 代表着再保险的纯保费。

相关习题详见习题解答中的 T14, T15, T16, T17。

5. 损失次数的分布

【例 1.3】某类保单中, 每一风险单位在一年内发生索赔的次数 X 服从参数为 0.01 的泊松分布。已知公司承保了 30 个风险单位。问在三年内这批保单不发生索赔的概率。

解从题意可知, 30 个风险单位独立同分布, 根据泊松分布的可加性, 这批保单在三年内发生索赔的次数 S 服从泊松分布。

参数 $\lambda = 0.01 \times 30 \times 3 = 0.9$

所以三年内不发生索赔的次数的概率为 $P(S=0) = e^{-\lambda} = e^{-0.9} = 0.4066$

二项分布、负二项分布 (包括几何分布) 也是考察的重点, 更多的分析见习题解答。

6. 负二项分布在非同质保单中的应用

韩天雄主编的教材 1.4.3 中已证明“索赔次数 N 服从参数为 Λ 的泊松分布, 若 Λ 是服从 $\Gamma(\alpha, \beta)$ 的随机变量, 则 N 服从 $k=\alpha, p=\beta/(\beta+1)$ 的负二项分布。”这是一个重要的结论, 不仅在实务中运用广泛, 在解题中也经常遇到。相关习题详见习题解答中的 T10, T11。

7. 关于有免赔额时的赔付随机变量的说明及解释

已知某类风险单位的损失 X , 其分布函数为 $F_X(x)$, 密度函数为 $f_X(x)$ 。此类保单规定免赔额为 d 。下面分别讨论两个极易混淆的变量。

(1) 显然具有免赔额 d 时的赔付额随机变量 Y 为

$$Y = X - d, \quad X > d$$

0, 其他

由全概率法则可知 Y 的分布函数为

$$F(y) = P(Y \leq y)$$

$$= P(X - d \leq y | X > d) P(X > d) + P(0 \leq y | X \leq d) P(X \leq d)$$

$$= P[(X - d \leq y) \cap (X > d)] + P(X \leq d)$$

$$= P(d < X \leq d + y) + P(X \leq d)$$

$$= F(d + y) - F(d) + P(X \leq d)$$

$$= F(d + y)$$

再求密度函数, 对上式中的 y 求导可得

$$f_Y(y) = f_X(d+y)$$

(2) 在具有免赔额 d 时保险公司实际发生赔付额随机变量若设为 Y , 则 Y 为

$$Y = X - d | X > d$$

先求其分布函数, 如下:

$y \leq 0$ 时, 显然 $F_Y(y) = 0$

$y > 0$ 时, 显然 $X > d$

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y | X > d) \\ &= P(X - d \leq y | X > d) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= P(d < X \leq y + d | X > d) \\ &= F_X(y + d) - F_X(d) \\ &= 1 - F_X(d) \end{aligned}$$

综合得

$$F_Y(y) =$$

$$\begin{aligned} &F_X(y + d) - F_X(d) \\ &1 - F_X(d), \quad y > 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &0, \\ &y \leq 0 \end{aligned}$$

再求密度函数, 对上式中 y 求导可得

$$f_Y(y) =$$

$$\begin{aligned} &f_X(y + d) \\ &1 - F_X(d), \quad y > 0 \end{aligned}$$

$$0, \quad y \leq 0$$

显然 (1) 中的 Y 不等于 (2) 中的 Y , 从统计的角度来看, 其区别在于定义 (2) 中的 Y 时, 样本总体缩小了。更深入的讨论见例 1.4 和习题 T14。

【例 1.4】当此知识点中的 $X \sim U(0, 100)$ 且 $d=20$ 时, 求以上讨论的两种 Y 的密度函数? 解第一种 Y 的密度函数为

$$f(y) = d + y100' = 1100, \quad 0 < y \leq 80$$

$$f(y) = P(X < 20) = 0.2, \quad y=0$$

这显然是一个混合分布。
第二种 Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = f_X(y+d) 1 - F_X(d) \\ = 11001 - d100 = 1100 - d$$

$$= 1100 - 20 = 1080, \quad 0 \leq y \leq 80$$

注: 在再保险与生存模型有关应用中, 第二种随机变量 Y 大有用武之地。再保险中再保险人赔付随机变量就是第二种 Y ; 生存模型中人的余命随机变量 $T(0)$ 与 $T(x)$ 的关系就是上述例 1.4 中随机变量 X 与第二种随机变量 Y 的关系。 $T(0)$ 与 $T(x)$ 分别代表 0 岁的人的余命随机变量与 x 岁的人的余命随机变量。

【习题解答】

1. 下列数据为一保险公司有效保单在 1999 年 7 月的所有发生赔款的金额 (单位: 元)

250, 280, 50, 314, 250, 90, 450, 180, 150, 250,
309, 2100, 206, 150, 146, 220, 300, 50, 220, 688

计算样本均值及标准差。

解这道题是考察对样本均值和方差的数理统计基础,

根据 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x})^2$

将题中 20 个数据带入, 即可解出

$$\bar{x} = 332.65; \quad S = 428.59$$

2. 已知 $\int_0^{\infty} 0e^{-xx} n dx = n!$ (n 为非负整数)

(a) 求证 $f(x) = e^{-xx} r / r!$ ($x \geq 0$) 为一概率密度函数;