

第二章 理赔次数的分布

主要内容:

- 一、母函数与矩母函数
- 二、一张保单的理赔次数分布
- 三、理赔次数的混合分布
- 四、理赔次数的复合分布
- 五、免赔额对理赔次数分布的影响
- 六、保单数目与保单组合总理赔次数

一、母函数与矩母函数

设 N 是一个离散随机变量, 取值于 $0, 1, 2, \dots$

分布列:

$$p_k = P(N = k) \quad k = 0, 1, \dots$$

母函数:

$$P_N(z) = E(z^N) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k z^k$$

矩母函数

$$M_N(z) = E(e^{zN}) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{zk} p_k, \quad M_N(z) = P_N(e^z)$$

母(矩母)函数性质

请问：

1、若 N 的母(矩母)函数存在，那么母(矩母)函数与分布函数是相互唯一决定的。

$$M'_N(0) = ?$$

$$M''_N(0) = ?$$

2、由母(矩母)函数可以导出矩的计算：

3、设 $N = N_1 + N_2 + \cdots + N_n$ ， N_1, \cdots, N_n 相互独立，

$$P'(1) = \sum_{k=1}^{\infty} k p_k = E(N)$$

$$P_N(z) = \prod_{j=1}^n P_{N_j}(z)$$

$$\begin{aligned} P''(1) &= \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1)p_k = E(N(N-1)) \\ &= E(N^2) - E(N) \end{aligned}$$

$$M_N(z) = \prod_{j=1}^n M_{N_j}(z)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(N) &= E(N^2) - E(N)^2 \\ &= P''(1) + P'(1) - (P'(1))^2 \end{aligned}$$

二、一张保单的常见理赔次数分布

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

1、泊松分布(Poisson)

对于保险公司而言，客户因发生损失而提出理赔的人数类似于等待服务现象，因此对大多数险种来说，个别保单的理赔次数可用泊松分布来表示，即在单位时间内个别保单发生理赔次数 N 的分布列为：

(2)、母函数

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

$$P_N(z) = \sum_{k=0}^{\infty} z^k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{(\lambda z)^k}{k!} = \exp(-\lambda + \lambda z)$$

令 $t=1$ ，则在单位时间内理赔次数 N 的分布列为：

(3)、矩母函数

$$M(t) = E(e^{tN}) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

(4)、可加性

定理 2.1: 设 N_1, N_2, \dots, N_n 是相互独立的泊松随机变量, 参数分别为 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, 则 $N = N_1 + N_2 + \dots + N_n$ 服从泊松分布, 参数为 $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$ 。

证明:

$$P_N(z) = \prod_{i=1}^n P_{N_i}(z) = \prod_{i=1}^n \exp(\lambda_i(z-1)) = \exp(\sum_{i=1}^n \lambda_i(z-1))$$

故 N 服从泊松分布, 参数 $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$ 。

(5)、可分解性

假设损失事故可以分为 m 个互不相同类型

E_i 表示第 i 类事故发生。

$p_i = P(E_i)$ 表示第 i 类事故发生的概率, $i = 1, 2, \dots, m$

N_i 表示第 i 类事故发生的次数, $i = 1, 2, \dots, m$

$N = N_1 + N_2 + \dots + N_m$ 表示所有事故发生的次数

$$P(N_1 = n_1, \dots, N_m = n_m) \\ = P(N_1 = n_1, \dots, N_m = n_m \mid N = n)P(N = n)$$

定理 2.2: 若 N 服从参数为 λ 的泊松分布，则 N_1, N_2, \dots, N_m 都是相互独立的，且服从泊松分布，参数分别是 λp_i ， $i = 1, 2, \dots, m$ 。

证明: 给定 $N = n$ ， $N_i \mid N = n$ 服从二项分布 $B(n, p_i)$ ， (N_1, N_2, \dots, N_m)

$$\text{服从多项分布 } B(n, p_1, \dots, p_m) \text{。} \qquad \text{其中， } n = n_1 + n_2 + \dots + n_m$$

因此，

$$= \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_m!} p_1^{n_1} \dots p_m^{n_m} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \\ = \prod_{j=1}^m e^{-\lambda p_j} \frac{(\lambda p_j)^{n_j}}{n_j!}$$

$$\begin{aligned}
 P(N_j = n_j) &= \sum_{n=n_j}^{\infty} P(N_j = n_j | N = n) P(N = n) \\
 &= \sum_{n=n_j}^{\infty} C_n^{n_j} p_j^{n_j} (1-p_j)^{n-n_j} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \\
 &= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p_j)^{n_j}}{n_j!} e^{\lambda(1-p_j)} \\
 &= e^{-\lambda p_j} \frac{(\lambda p_j)^{n_j}}{n_j!}
 \end{aligned}$$

例 2.1: 设 N 表示损失事故发生的次数, X 表示损失额, $\lambda = 10$, $X \sim U[0, 20]$ 。问损失额生次数的概率分布。

解: 令 E 表示事件“损失额超过 5”

$$P(E) = \int_5^{20} \frac{1}{20} dx = 0.75$$

因此, $N = (N_1, N_2, \dots, N_m)$ 的联合分布等于 N_1, N_2, \dots, N_m 分布的乘积, N_1, N_2, \dots, N_m 是相互独立的随机变量。

解

例 2.2: 假设某险种的个体保单损失 X 的分布为 (1) 由于 $N = N_1 + N_2 + N_3$, 且 N 服从泊松分

$f_X(1) = 0.40, f_X(2) = 0.35, f_X(3) = 0.25$ N_1, N_2, N_3 相互独立且服从泊松分布。

参数 λ 等于

又假设个体保单在一年内发生的损失事件的次数 N 服从泊松

分布, $\lambda = 200$ 。 N_i 表示损失额为 i 的损失事件的次数。

$$\lambda_i = \lambda P(X = i) = 200P(X = i)$$

计算得到 $\lambda_1 = 80; \lambda_2 = 70; \lambda_3 = 50$

(1) 求 N_1, N_2, N_3 的分布。

练习: 假设免赔额为 1, 求个体保单在一年内次数的分布。

(2) 当免赔额为 1 时，赔偿事件为损失额等于 22 或其他常见的理赔次数分布

事件。发生的赔偿事件的次数等于 $N_1 + N_2$ ，服从参数为分布 (negative binomial distribu

$\lambda_2 + \lambda_3 = 120$ 的分布。

$$p_k = P(N = k) = \binom{k+r-1}{k} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^k \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^r,$$

其中 $\binom{x}{k} = \frac{x(x-1)\cdots(x-k+1)}{k!}$

注：

$r=1$ $p_k = \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^k \left(\frac{1}{1+\beta}\right)$, 为几何分布 (Geomet

令 $p = \frac{1}{1+\beta}, q = \frac{\beta}{1+\beta}$, 负二项分布也可以写为

$$p_k = P(N = k) = \binom{k+r-1}{k} p^r q^k$$

背景：贝努利试验系列中第 r 次成功正好出现在第 $r+k$ 次试验上的概率。 k 为第 r 次成功前失败的次数。 p 为成功概率。
母函数：

$$\begin{aligned} P_N(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k+r-1}{k} q^k (1-q)^r z^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k+r-1}{k} (qz)^k (1-qz)^r \left(\frac{1-q}{1-qz}\right)^r \\ &= \left(\frac{1-q}{1-qz}\right)^r \end{aligned}$$

将 $\left(\frac{1-q}{1-qz}\right)^r$ 化简得到，

$$P_N(z) = (1 - \beta(z-1))^{-r}$$

$$E(N) = r\beta \quad \text{或者} \quad E(N) = \frac{rq}{p}$$

$$Var(N) = r\beta(1+\beta) \quad \text{或者} \quad Var(N) = \frac{rq(1-p)}{p^2}$$

$$E(N) < Var(N)$$

注意：我们这里的负二项是广义的负二项分布。

(2) 二项式分布

$$p_k = P(N = k) = \binom{m}{k} (q)^k (1-q)^{m-k} \quad 0 < q < 1 \quad k = 0, 1, \dots, m$$

背景： m 次贝努利试验中成功的次数。

m 个死亡率相同的投保人， q 表示死亡概率

母函数与矩母函数

均值与方差

$$\begin{aligned} P_N(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} z^k p_k = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{m}{k} (qz)^k (1-q)^{m-k} \\ &= (qz + (1-q))^m \\ &= (1 + q(z-1))^m \\ M_N(z) &= (1 + q(e^z - 1))^m \end{aligned}$$

$$E(N) = P'_N(z) \big|_{z=1} = mq(1 + q(z-1))^{m-1} \big|_{z=1}$$

$$Var(N) = mq(1-q)$$

$$E(N) < Var(N)$$

例 2.3: 设有 100 个 40 岁的投保人投保生命保险，假设每个投保人明年死亡的概率为 q ，问明年死亡人数的期望和方差。

3、(a, b, 0)分布族

(1)、泊松分布：

上述 3 种分布都可以用(a, b, 0)分布来表示

定义：设随机变量 N 的分布列 {p_k} 满足

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^k}{k!}}{e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^{k-1}}{(k-1)!}} = \frac{\lambda}{k}$$

(1) $p_k \geq 0$ 且 $p_0 \neq 0$, $\sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$,

因此，泊松分布属于(a, b, 0)分布族，

(2) $\frac{p_k}{p_{k-1}} = a + \frac{b}{k} \quad k = 1, 2 \dots$

$a = 0, \quad b = \lambda \quad p_0 = e^{-\lambda}$

泊松分布是唯一使得 $a = 0$ 的分布。

则称分布族 {p_k, k = 1, 2...} 为(a, b, 0) 分布族。

(2)、负二项分布：

注：泊松分布，二项分布，负二项分布是(a, b, 0) 分布族。

因为

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{\binom{k+r-1}{k} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^k \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^r}{\binom{k+r-2}{k-1} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^{k-1} \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^r}$$

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{\beta}{1+\beta} \times \frac{k+r-1}{k}$$

$$= \frac{\beta}{1+\beta} + \frac{\beta(r-1)}{1+\beta} \frac{1}{k}$$

因此，负二项式分布属于(a, b, 0)分布族

$$\frac{\binom{k+r-1}{k}}{\binom{k+r-2}{k-1}} = \frac{(k+r-1)(k+r-2)\cdots r}{k!} \cdot \frac{(k-1)!}{(k+r-2)\cdots r}$$

$$= \frac{k+r-1}{k}$$

$$a = \frac{\beta}{1+\beta} > 0 \quad b = \frac{\beta(r-1)}{1+\beta} \quad p_0 = 0$$

当 $r=1$ 时，

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{\beta}{1+\beta}$$

$$a = \frac{\beta}{1+\beta} \quad b = 0 \quad p_0 = \frac{1}{1+\beta} = (1-q) \quad \text{因此, 二项分布属于}(a, b, 0)\text{分布族,}$$

几何分布是唯一使得 $b=0$ 的分布。

$$a = -\frac{p}{q} \quad b = \frac{(n+1)p}{q}, \quad p_0 = \dots$$

(3)、二项分布:

问题: 如何简单的区别泊松、负二项和二项

$$\begin{aligned} \frac{p_k}{p_{k-1}} &= \frac{\binom{n}{k}(p)^k(q)^{n-k}}{\binom{n}{k-1}(p)^{k-1}(q)^{n-k+1}} \\ &= \frac{n(n-1)(n-2)\cdots(n-k+1)}{k!} \cdot \frac{(k-1)!}{n(n-1)(n-2)\cdots(n-k)} \cdot \frac{p}{q} \\ &= \frac{n-k+1}{k} \frac{p}{q} \\ &= -\frac{p}{q} + \frac{(n+1)p}{q} \frac{1}{k} \end{aligned}$$

例 2.4: 设 N 是一随机变量, 令 $p_k = P(N=k)$,

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = -\frac{1}{3} + \frac{4}{k}, \quad k=1,2,3,\dots$$

问 N 的分布是什么?

解： $-\frac{1}{3} < 0$ ， N 服从二项式分布， $\frac{p}{q} = \frac{1}{3}$ ， $\frac{(n+1)p}{q} = \frac{p_1}{p_0}$ ， $\frac{b}{1} = 1$
 $n = 11, p = \frac{1}{4}, q = \frac{3}{4}$ 。

$\frac{p_2}{p_1} = a + \frac{b}{2} = \frac{0.1875}{0.25} = 0.75$
解得 $a = 0.5, b = 0.5$
因此

练习： 设 X 的分布属于 $(a,b,0)$ class， 已知
 $P(X = 0) = P(X = 1) = 0.25$
 $P(X = 2) = 0.1875$

$p_3 = (0.5 + \frac{0.5}{3})p_2 = 0.125$
补充例题

求 $P(X = 3)$ ？

25. The distribution of accidents for 84 randomly selected

Number of Accidents	Number c
0	3
1	2
2	1
3	
4	
5	
6	
Total	8

Which of the following models best represents these data?

Question #25

Key: A

k
0
1
2
3
4
5
6

总结：如何简单的区别泊松、负二项和二项

产生索赔次数分布的随机数-研究性自主学习内容

4.1 $(a, b, 1)$ 分布族

例子

Excle: BINOM.INV(n,p,RAND())

R: rbinom(N,n,p)

> no_of_simul = 10

> no_of_risks = 5

> p = 0.3 # probability of having a claim

> rbinom(no_of_simul,no_of_risks,p) # no of claims in each simulation

定义：随机变量 N 的分布列满足：

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = a + \frac{b}{k}, \quad k = 2, 3, \dots$$

$(a, b, 1)$ class 可以分为两类，

(1) $p_0 = 0$ ，则称为截断的 ZT (Z—truncated)

(2) $p_0 > 0$ ，则称为 ZM (Z—modified)

记号：

$$(a, b, 0) \text{ class : } p_k = P(N = k), \quad P(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k$$

$$ZT-(a,b,0): \quad p_k^T = P(N=k) \quad , \quad P^T(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k^T z^k$$

证明： 由于 $p_k^M = cp_k, k=1,2,3,\cdots$

$$ZM-(a,b,0): \quad p_k^M = P(N=k) \quad , \quad P^M(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k^M z^k$$

$$P^M(z) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k^M z^k + p_0^M$$

$$= p_0^M + c \sum_{k=1}^{\infty} p_k z^k$$

$$= p_0^M + c(P(z) - p_0)$$

1、 $ZM-(a,b,0)$ 与 $(a,b,0)$ 分布的关系：

由于 $P^M(1) = P(1) = 1$,

$$p_k^M = cp_k = \frac{1-p_0^M}{1-p_0} p_k, k=1,2,\cdots$$

$$1 = p_0^M + c(1-p_0) \Rightarrow c = \frac{1-p_0^M}{1-p_0}$$

$$P^M(z) = (1-\frac{1-p_0^M}{1-p_0}) + \frac{1-p_0^M}{1-p_0} P(z)$$

$$p_k^M = cp_k = \frac{1-p_0^M}{1-p_0} p_k, k=1,2,\cdots$$

$$\begin{aligned}
P^M(z) &= p_0^M + \frac{1-p_0^M}{1-p_0}(P(z)-p_0) && \text{证明:} \\
&= (1-\frac{1-p_0^M}{1-p_0}) + \frac{1-p_0^M}{1-p_0}P(z) && \text{令 } p_0^M=0, \text{ 即得到}
\end{aligned}$$

ZM 分布可以看作一个 $(a,b,0)$ 族分布和一个退化分布的混合。
$$P^T(z) = (1-\frac{1}{1-p_0}) + \frac{1}{1-p_0}P(z)$$

$$\begin{aligned}
E^M(N) &= \frac{1-p_0^M}{1-p_0}E(N) && = \frac{1}{1-p_0}(P(z)-p_0)
\end{aligned}$$

2、 $ZT-(a,b,0)$ 分布与 $(a,b,0)$ 族分布的关系。

$$\begin{aligned}
p_k^T &= \frac{1}{1-p_0} p_k && p_k^T = \frac{1}{1-p_0} p_k \\
P^T(z) &= \frac{1}{1-p_0}(P(z)-p_0) && E^T(N) = \frac{1}{1-p_0}E(N)
\end{aligned}$$

3、 ZT 和 ZM 的关系

$$p_k^M = cp_k = \frac{1-p_0^M}{1-p_0} p_k, k=1,2,\cdots;$$

$$p_k^T = \frac{1}{1-p_0} p_k$$

$$p_k^M = (1-p_0^M)p_k^T$$

$$P_k^M(z) = p_0^M + (1-p_0^M)P^T(z) \text{ (请同学们推导一遍) 于是计算得到}$$

例 2.5： 设 N 服从负二项分布， $\beta=0.5, r=2.5$ ， 求

$p_k, p_k^T, p_k^M, k=1,2,3,$ ， 其中 $p_0^M = 0.6$ 。

解： 由于负二项式分布属于 $(a, b, 0)$ 分布， 其中

$$p_0 = (\frac{1}{1+\beta})^\gamma = (1+0.5)^{-2.5} = 0.36288$$

$$a = \frac{\beta}{1+\beta} = \frac{0.5}{1.5} = \frac{1}{3}$$

$$b = \frac{\beta(\gamma-1)}{1+\beta} = \frac{(2.5-1)(0.5)}{(1.5)} = 0.5$$

$$p_1 = p_0(a + \frac{b}{1}) = 0.302406$$

$$p_2 = p_1(a + \frac{b}{2}) = 0.176404$$

$$p_3 = 0.176404(\frac{1}{3} + \frac{1}{2} \frac{1}{2}) = 0.088202$$

$$p_1^T = \frac{p_2}{1-p_0} = \frac{0.302406}{1-0.362887} = 0.474651$$

$$p_2^T = 0.474651(a + \frac{b}{2}) = 0.276680$$

$$p_3^T = 0.276680(a + \frac{b}{3}) = 0.138440$$

例2.6: Given

(i) p_k denotes the probability that the number k for $k = 0, 1, 2, \dots$

(ii) $\frac{p_n}{p_m} = \frac{m!}{n!}$

由 $p_0^M = 0.6$, $p_k^M = \frac{1-p_0^M}{1-p_0} p_k$ 知道,

$p_1^M = \frac{1-0.6}{1-0.362887} 0.302406 = 0.189860$ Using the corresponding zero-modified claim c
with $p_0^M = 0.1$, calculate p_1^M

$$p_2^M = \frac{1-0.6}{1-0.362887} p_2 = p_1^M(a + \frac{b}{2}) = 0.110752$$

解：由 $\frac{p_n}{p_m} = \frac{m!}{n!}$ 知， $\frac{p_n}{p_{n-1}} = \frac{(n-1)!}{n!} = 0 + \frac{1}{n}$,

所以 $\{p_k\}$ 是一个(a, b, 0)分布， a=0， b=1， ztpois

这是一个 ZM 泊松分布 $\lambda=1$ ， $p_0 = e^{-1} = 0.368 = p_1$ ztnbinom、ztgeom、ztbinom

由公式计算得到 zmpois、zmnbinom

$$p_1^M = \frac{1-p_0^M}{1-p_0} p_1 = \frac{0.9}{0.632} 0.368 = 0.52$$

练习,样题 166

自主性研究学习
产生(a,b,1)分布族的随机数
参考资料：“Inventory of continuous and discrete distributions
provided in actuarial science”

关于(a, b, 0)分布的性质，请同学们参看 loss model 中第 4.6.5
和 4.6.6 节。