第二章 理赔次数的分布

主要内容:

- 1、母函数与矩母函数
- 2、一张保单的理赔次数分布
- 3、理赔次数的混合分布
- 4、理赔次数的复合分布
- 5、免赔额对理赔次数分布的影响
- 6、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…

分布列:

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

母函数:

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

矩母函数

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

母(矩母)函数性质

- 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。
- 2、由母(矩母)函数可以导出矩的计算:

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

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

$$= E(N^2) - E(N)$$

$$Var(N) = E(N^2) - E(N)^2$$

$$= P''(1) + P'(1) - (P'(1))^2$$

请问:

$$M_N(0) = ?$$

 $M_N(0) = ?$

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

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

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

二、一张保单的理赔次数分布

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:

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

 $\diamondsuit_{t=1}$,则在单位时间内理赔次数 N 的分布列为:

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

$$E(N) = Var(N) = \lambda$$

(2)、母幽致
$$P_N(z) = \sum_{k=1}^{\infty} z^k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{(\lambda z)^k}{k!} = \exp(\lambda(z-1))$$

(3)、矩母函数

(4)、可加性

(2)、母函数

(1)、均值和方差

泊松分布的性质:

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

定理: 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
$$\lambda_1, \lambda_2, \cdots, \lambda_n$$
 , 则 $N = N_1 + N_2 + \cdots + N_n$ 服 从 泊 松 分 布 , 参 数 为

 $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n \circ$

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 $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_n$ 。

(5)、可分解性

假设损失事故可以分为m个不同类型 $C_1, C_2, \cdots C_m$,

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

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

独立的,且服从泊松分布,参数分别是 λp_i , $i=1,2\cdots,m$ 。

证明: 给定
$$N = n$$
, $N_i \mid N = n$ 服从二项分布 $B(n, p_i)$, $(N_1, N_2, \cdots N_m)$ 服从多项分布 $B(n, p_i, \cdots p_m)$ 。

因此,

$$P(N_{1} = n_{1}, \dots, N_{m} = n_{m})$$

$$= P(N_{1} = n_{1}, \dots, N_{m} = n_{m} | N = n)P(N = n)$$

$$= \frac{n!}{n_{1}! n_{2}! \dots n_{m}!} p_{1}^{n_{1}} \dots p_{m}^{n_{m}} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n}}{n!}$$

$$= \prod_{j=1}^{m} e^{-\lambda p_{j}} \frac{(\lambda p_{j})^{n_{j}}}{n_{j}!}$$

其中, $n = n_1 + n_2 + \cdots + n_m$

$$P(N_{j} = n_{j}) = \sum_{n=n_{j}}^{\infty} P(N_{j} = n_{j} | N = n)P(N = n)$$

$$= \sum_{n=n_{j}}^{\infty} C_{n}^{n_{j}} p_{j}^{n_{j}} (1 - p_{j})^{n-n_{j}} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n}}{n!}$$

$$= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p_{j})^{n_{j}}}{n_{j}!} e^{\lambda(1 - p_{j})}$$

$$= e^{-\lambda p_{j}} \frac{(\lambda p_{j})^{n_{j}}}{n_{j}!}$$

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。

例 2.1: 设 N 表示损失事故发生的次数, X 表示损失额, N 服从泊松分布, $\lambda=10$, $X\sim U[0,20]$ 。问损失额超过 5 的事故发生次数的概率分布。

解: 令 E 表示事件"损失额超过 5"

$$P(E) = \int_{5}^{20} \frac{1}{20} dx = 0.75$$

所以损失额超过5的次数服从参数为10×0.75=7.5的泊松分布。

例 2.2: 假设某险种的个体保单损失 X 的分布为

$$f_{x}(1) = 0.40, f_{x}(2) = 0.35, f_{x}(3) = 0.25$$

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。

(1) 求 N_1, N_2, N_3 的分布。

解

(1) 由于 $N = N_1 + N_2 + N_3$,且 N 服从泊松分布,由定理知, N_1, N_2, N_3 相互独立且服从泊松分布。

参数 λ, 等于

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

计算得到 礼 = 80; 礼 = 70; 礼 = 50

练习:假设免赔额为1,求个体保单在一年内发生的理赔事件次数的分布。

(2) 当免赔额为1时,赔偿事件为损失额等于2或3的损失

事件。发生的赔偿事件的次数等于 N₁+N₂, 服从参数为

λ, +λ, =120的分布。

2、其他常见的理赔次数分布

$$p_k = P(N = k) = {k + r - 1 \choose l} \left(\frac{\beta}{1 + \rho}\right)^k \left(\frac{1}{1 + \rho}\right)^r, \quad r > 0,$$

$$p_k = P(N = k) = {k + r - 1 \choose k} \left(\frac{\beta}{1 + \beta}\right)^k \left(\frac{1}{1 + \beta}\right)^r, \quad r > 0, \beta > 0$$

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

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

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

$$p = \frac{1+\beta}{1+\beta}, \ q = \frac{1+\beta}{1+\beta}, \quad \text{if } i = 1, \dots, n$$

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

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:

$$P_{N}(z) = \sum_{k=0}^{\infty} {k+r-1 \choose k} q^{k} (1-q)^{r} z^{k}$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} {k+r-1 \choose k} (qz)^{k} (1-qz)^{r} \left(\frac{1-q}{1-qz}\right)^{r}$$

$$= \left(\frac{1-q}{1-qz}\right)^{r}$$

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

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

均值和方差

$$E(N) = r\beta$$
 或者 $E(N) = \frac{rq}{p}$
$$Var(N) = r\beta(1+\beta)$$
 或者 $Var(N) = \frac{rq}{p^2}$
$$E(N) < Var(N)$$

注意:我们这里的负二项是广义的负二项分布,r可以为非整数。

(2) 二项式分布

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

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

$$P_{N}(z) = \sum_{k=0}^{\infty} z^{k} p_{k} = \sum_{k=0}^{\infty} {m \choose k} (qz)^{k} (1-q)^{m-k}$$

$$= (qz + (1-q))^{m}$$

$$= (1+q(z-1))^{m}$$

$$M_{N}(z) = (1+q(e^{z}-1))^{m}$$

均值与方差

$$E(N) = P_N'(z)|_{z=1} = mq(1+q(z-1))^{m-1}|_{z=1} = mq$$

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

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

例 2.3: 设有 100 个 40 岁的投保人投保生命险, q 表示一个投保人明年死亡的概率,问明年死亡人数的分布是什么?

3、(a, b, 0)分布族

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

(1)
$$p_k \ge 0 \coprod p_0 \ne 0$$
, $\sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$,

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

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

注: 泊松分布, 二项分布, 负二项分布是(a,b,0)分布族。

(1)、泊松分布:

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

因此, 泊松分布属于(a, b, 0)分布族,

因此,汨松分布禹寸
$$(a, b, 0)$$
分布族,
$$a=0, b=\lambda \quad p_0=e^{-\lambda}$$

泊松分布是唯一使得a=0的分布。

(2)、负二项分布:

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

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

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

因此, 负二项式分布属于(a, b, 0)分布族

r=1时,

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

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

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

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

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{\binom{n}{k} (p)^k (q)^{n-k}}{\binom{n}{k-1} (p)^{k-1} (q)^{n-k+1}}$$

$$p_{k-1} = \frac{1}{\binom{n}{k-1}} (p)^{k-1} (q)^{n-k+1}$$

$$n(n-1)(n-2)\cdots(n-1)$$

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

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{\binom{k}{k} \binom{p}{q}}{\binom{n}{k-1} \binom{p}{k}^{k-1} (q)^{n-k+1}}$$

 $= -\frac{p}{q} + \frac{(n+1)p}{a} \frac{1}{k}$

因此, 二项分布属于(a, b, 0)分布族,

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

问题:如何简单的区别泊松、负二项和二项分布?

例 2.4: 设
$$N$$
 是一随机变量, 令 $p_k = P(N=k)$,如果
$$\frac{p_k}{p_{k+1}} = -\frac{1}{3} + \frac{4}{k}, \quad k=1,2,3,...$$

问 N 的分布是什么?

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

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

$$P(X=2) = 0.1875$$

解:
$$\frac{p_1}{p_0} = a + \frac{b}{1} = 1$$

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

解得
$$a = 0.5$$
, $b = 0.5$
因此
 $p_3 = (0.5 + \frac{0.5}{3})p_2 = 0.125$

25. The distribution of accidents for 84 randomly selected policies is as follows:

Number of Accidents	Number of Policies
0	32
1	26
2	12
3	7
4	4
5	2
6	1
Total	84

Which of the following models best represents these data?

- (A) Negative binomial
- (B) Discrete uniform
- (C) Poisson
- (D) Binomial
- (E) Either Poisson or Binomial

Question #25 Kev: A

k	kn_k / n_{k-1}
0	
1	0.81
2	0.92
3	1.75
4	2.29
5	2.50
6	3.00

Positive slope implies that the negative binomial distribution is a good choice. Alternatively, the sample mean and variance are 1.2262 and 1.9131 respectively. With the variance substantially exceeding the mean, the negative binomial model is again supported.

总结:如何简单的区别泊松、负二项和二项分布?

研究性自主学习内容

● 如何产生上述三种分布的随机数 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

4、(a,b.1)分布族

记号:

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

$$p_{k-1}$$
 k $(a,b,1)$ 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)

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

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

1、
$$ZM - (a,b,0)$$
与 $(a,b,0)$ 分布的关系:
$$p_k^M = cp_k = \frac{1 - p_0^M}{1 - p_0^M} p_k, k = 1, 2,$$

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

$$P^{M}(z) = \left(1 - \frac{1 - p_{0}^{M}}{1 - p_{0}}\right) + \frac{1 - p_{0}^{M}}{1 - p_{0}}P(z)$$

证明: 由于 $p_k^M = cp_k, k = 1, 2, 3, \cdots$

正明: 由于
$$p_k^M = cp_k, k = 1, 2, 3, \cdots$$

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

 $+ + P^{M}(1) = P(1) = 1$

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

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

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

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

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

$$ZM$$
 分布可以看作一个 $(a,b,0)$ 族分布和一个退化分布的混合。

$$ZM$$
 分刊可以有作 $(a,b,0)$ 跃分刊和 $1-p_0^M$

$$E^{M}(N) = \frac{1 - p_{0}^{M}}{1 - p_{0}} E(N)$$

$$E^{M}(N) = \frac{1 - p_0^{M}}{1 - p_0} E(N)$$

$$E^{M}(N) = \frac{1 - p_0}{1 - p_0} E(N)$$

2、ZT - (a,b,0)分布与(a,b,0)族分布的关系。 $p_k^T = \frac{1}{1-n} p_k$

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

证明:

令 $p_0^M = 0$, 即得到

 $P^{T}(z) = (1 - \frac{1}{1 - p_{0}}) + \frac{1}{1 - p_{0}}P(z)$

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

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

 $E^{T}(N) = \frac{1}{1 - n_{c}} E(N)$

3、ZT和ZM的关系

$$p_{k}^{M} = cp_{k} = \frac{1 - p_{0}^{M}}{1 - p_{0}} p_{k}, k = 1, 2, \cdots;$$

$$p_{k}^{T} = \frac{1}{1 - p_{0}} p_{k}$$

$$p_{k}^{M} = (1 - p_{0}^{M}) p_{k}^{T}$$

$$P_{k}^{M}(z) = p_{0}^{M} + (1 - p_{0}^{M}) P^{T}(z) (请同学们推导一遍)$$

例 2.5: 设
$$N$$
 服从负二项分布, $\beta = 0.5, r = 2.5$,求 $p_{\nu}, p_{\nu}^{T}, p_{\nu}^{M}, k = 1, 2, 3,$,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

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

于是计算得到
$$p_1 = p_0(a + \frac{b}{1}) = 0.302406$$

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

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

 $p_0 = (\frac{1}{1+\beta})^{\gamma} = (1+0.5)^{-2.5} = 0.362887$

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

$$p_3^T = 0.276680(a + \frac{b}{3}) = 0.138440$$
 由 $p_0^M = 0.6$, $p_k^M = \frac{1 - p_0^M}{1 - p_0} p_k$ 知道,

 $p_1^M = \frac{1 - 0.6}{1 - 0.362887} 0.302406 = 0.189860$

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

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

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

例2.6: Given

(i) p_k denotes the probability that the number of claims equals k for k = 0,1,2,...

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

Using the corresponding zero-modified claim count distribution with $p_0^M = 0.1$, calculate p_1^M

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

由公式计算得到
$$p_1^M = \frac{1 - p_0^M}{1 - p_0} p_1 = \frac{0.9}{0.632} 0.368 = 0.52$$

练习,样题 166

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。