

三、理赔次数的混合分布

背景：

从保单中随意抽取一份保单，求该保单的理赔次数分布。

同质性：指所有的保单相互独立，且都有相同的风险水平，即各保单的损失额的分布相同，损失次数的分布也相同。

非同质性：保单组合中的每个保单风险水平各不相同。 θ 表示其风险水平。

数学模型：

设 Θ 为一个随机变量，当 $\Theta = \theta$ 时， N 的分布为 $p_k(\theta) = P(N = k | \Theta = \theta)$ ，令 $v(\theta) = P(\Theta \leq \theta)$ 为 Θ 的累积分布， $u(\theta)$ 为 θ 的 *pdf*，则 N 的分布列为

$$p_k = P(N = k) = \int p_k(\theta) u(\theta) d\theta$$

或者：

$$p_k = P(N = k) = \sum_{\theta_i} p_k(\theta_i) u(\theta_i)$$

N 的分布称为混合分布。 $\{p_k(\theta), k = 0, 1, 2, \dots\}$ 为泊松分布时， N 的分布称为混合泊松分布。

①.混合分布性质

1. 母函数

$$P_N(z) = \int P_N(z | \theta) u(\theta) d\theta$$

或者：

$$P_N(z) = \sum P_N(z | \theta_i) u(\theta_i)$$

其中 $P_N(z | \theta)$ 表示在 $\Theta = \theta$ 条件下，N 的母函数。

2. 均值和方差

$$E(N) = E(E(N | \Theta))$$

$$\text{Var}(N) = E[\text{Var}(N | \Theta)] + \text{Var}[E(N | \Theta)]$$

定理： 任意两个随机变量 X 和 Y，

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

证明： 由于

$$\begin{aligned}\text{Var}(X | Y) &= E\{[X - E(X | Y)]^2 | Y\} \\ &= E(X^2 | Y) - [E(X | Y)]^2\end{aligned}$$

因此

$$\begin{aligned}E[\text{Var}(X | Y)] &= E\{E(X^2 | Y) - [E(X | Y)]^2\} \\ &= E(X^2) - E\{[E(X | Y)]^2\}\end{aligned}$$

另一方面

$$\begin{aligned}\text{Var}[E(X | Y)] &= E\{[E(X | Y)]^2\} - \{E[E(X | Y)]\}^2 \\ &= E\{[E(X | Y)]^2\} - [E(X)]^2\end{aligned}$$

从而

$$\begin{aligned}
& E[\text{Var}(X \mid Y)] + \text{Var}[E(X \mid Y)] \\
&= E(X^2) - E\{[E(X \mid Y)]^2\} + E\{[E(X \mid Y)]^2\} - [E(X)]^2 \\
&= E(X^2) - [E(X)]^2 \\
&= \text{Var}(X)
\end{aligned}$$

②. 常见的几种混合泊松分布

1、离散型混合

对于规模较小的保单组合，假设保单组合由 n 种不同的风险水平构成，泊松参数 Λ 取值于 $\{\lambda_1, \dots, \lambda_n\}$, $\lambda_1 < \dots < \lambda_n$ ，设 $a_k = P(\Lambda = \lambda_k)$, $k=0,1,2,\dots,n$ 。当 $\Lambda = \lambda_k$ 时，保单的损失次数服从参数为 λ_k 的泊松分布。则从保单组合中任意抽取一份保单的分布为

$$\begin{aligned} P(N=k) &= \sum_{i=1}^n P(N=k | \Lambda = \lambda_i) P(\Lambda = \lambda_i) \\ &= \sum_{i=1}^n a_i \frac{\lambda_i^k}{k!} e^{-\lambda_i}, \end{aligned} \quad k=0,1,2,\dots$$

例 2.7: 假设投保车险的驾驶员可以分为两类, 他们出事的次数服从泊松分布, 其中好的一类的泊松参数为 0.11, 坏的一类的泊松参数为 0.70, 好的驾驶员和坏的驾驶员的比例为 0.94 和 0.06, 则任意一个驾驶员出事的次数分布时多少?

解:

$$\begin{aligned} P(N=k) &= p \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^k}{k!} + (1-p) \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^k}{k!} \\ &= 0.94 \frac{e^{-0.11} 0.11^k}{k!} + 0.06 \frac{e^{-0.70} 0.70^k}{k!} \end{aligned}$$

2、连续型的混合

对于规模较大的保单组合, 可以假设其中的泊松参数 Λ

服从连续分布。以 $u(\lambda)$ 表示 Λ 的密度函数，通常称为结构函数。
则从保单组合中随机抽取一份保单的损失次数分布为

$$P(N=k) = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda, \quad k=0,1,2,\dots$$

性质（自行阅读）：

1、母函数的表达式

假设存在一个随机变量 Θ 和常数 λ 使得 $\Lambda = \lambda\Theta$ ，则

$$P(z) = P_{\Theta}(\exp(\lambda(z-1)))$$

证明：设 $u(\theta)$ 为 θ 的密度函数

$$\begin{aligned}
 P(z) &= \int e^{-\lambda\theta(z-1)} u(\theta) d\theta \\
 &= \int (e^{-\lambda(z-1)})^\theta u(\theta) d\theta \\
 &= P_\Theta(e^{\lambda(z-1)})
 \end{aligned}$$

2、设 $P_1(z)$ 和 $P_2(z)$ 是两个混合泊松分布的母函数，分别表示为

$$\begin{aligned}
 P_1(z) &= \int e^{-\lambda\theta(z-1)} u(\theta) d\theta \\
 P_2(z) &= \int e^{-\lambda\theta(z-1)} v(\theta) d\theta
 \end{aligned}$$

若 $P_1(z) = P_2(z)$ ，则有 $u(\theta) = v(\theta)$ 。

证明略

3*. 设 $P(z)$ 是混合泊松分布的母函数，如果 $P(z)$ 满足无穷可分

性，即

$$P(z) = (P_n(z))^n$$

其中 $P_n(z)$ 也是一个母函数，则 $P(z)$ 也是一个复合泊松分布的母函数，即

$$P(z) = \exp[\lambda(P_M(z) - 1)]$$

特别的，若 $P_M(0) = 0$ ，则 $P_M(z)$ 是唯一的。

无穷可分的含义是指，设 Y 的特征函数是 $\varphi(x)$ ，则对任意的 n 都存在 n 个的独立同分布的随机变量 $X_1, X_2 \cdots X_n$ ，使得

$$Y = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$$

此时,

$$\varphi(x) = (\varphi_n(x))^n$$

其中 $\varphi_n(x)$ 是 $X_1, X_2 \cdots X_n$ 的特征函数。

你能举几个无穷可分分布的例子吗?

例 2.8: 设 Θ 的母函数为

$$P_{\Theta}(z) = \left(\frac{\beta}{\beta - \log z} \right)^{\alpha}$$

求 N 的分布。

解: 利用母函数公式

$$\begin{aligned}
P_N(z) &= P_\Theta(\exp(\lambda(z-1))) \\
&= \left\{ \frac{\beta}{\beta - \log[\exp(\lambda(z-1))]} \right\}^\alpha \\
&= \left\{ \frac{\beta}{\beta - \lambda(z-1)} \right\}^\alpha \\
&= \left[1 - \frac{\lambda}{\beta}(z-1) \right]^{-\alpha}
\end{aligned}$$

负二项分布可以看成是泊松分布和 gamma 分布的混合。

定理： 设 $N|_{\Lambda=\lambda}$ 服从参数为 λ 的泊松分布， Λ 是一个随机变量，

服从 gamma 分布， $f_{\Lambda}(\lambda) = \frac{\lambda^{\alpha-1} e^{-\frac{\lambda}{\theta}}}{\theta^{\alpha} \Gamma(\alpha)}$ ，则 N 服从负二项分布，参

数为 $\beta = \theta$ ， $r = \alpha$ 。

证明：

$$P(N = k) = \int_0^\infty P(N = k \mid \Lambda = \lambda) f_\Lambda(\lambda) d\lambda$$

$$= \int_0^\infty \frac{\lambda^{\alpha-1} e^{-\frac{\lambda}{\theta}}}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha)} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} d\lambda$$

$$= \frac{1}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha) k!} \int_0^\infty \lambda^{\alpha+k-1} e^{-\lambda(1+\frac{1}{\theta})} d\lambda$$

$$= \frac{1}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha) k!} \int_0^\infty \left(\frac{\theta}{\theta+1}\right)^{\alpha+k} \downarrow ?$$

$$= \frac{\Gamma(\alpha+k)}{\Gamma(\alpha) k!} \frac{\theta^k}{(\theta+1)^{\alpha+k}}$$

$$= \binom{k+\alpha-1}{k} \left(\frac{\theta}{1+\theta}\right)^k \left(\frac{1}{1+\theta}\right)^\alpha$$

例2.9:

Actuaries have modeled auto windshield claim frequencies. They have concluded that the number of windshield claims filed per year per driver follows the Poisson distribution with parameter λ , where λ follows the **gamma distribution with mean 3 and variance 3**.

Calculate the probability that a driver selected at random will file no more than 1 windshield claim next year.

解：设 gamma 分布参数为 α 和 θ 。由 gamma 分布的均值和方差公式有

$$\alpha\theta = 3$$

$$\alpha\theta^2 = 3$$

解得 $\alpha = 3$ ， $\theta = 1$ 。

由前面的定理知，N 服从负二项分布，参数 $\beta = \theta = 1$ ， $r = \alpha = 3$
于是计算得到

$$P(N \leq 1) = p_0 + p_1 = 0.125 + 0.1875 = 0.3125$$

四、理赔次数的复合分布

问题：一次损失事故的发生可能会导致多份保单同时发

生索赔，如何求索赔次数的分布。

例 2.10: 设从城市 A 到城市 B 的某航线每个月有 70 个航班，假设每个航班有 2% 的可能性取消，假设每次飞行有 0.00001 的概率出事。进一步假设每趟飞机有 200 个座位，每次飞行有 90% 的就座率和 6 个机组人员，假设出事飞机上的每个人都死亡，并且都买了保险。

求每个月此航线的索赔次数的分布、期望和方差。.

解：令 S 表示下个月此航线的总索赔次数

N 表示下个月出行的航班数

$$N \sim B(n_1, p), n_1 = 70, p = 0.98$$

P 表示飞机上的人员数， M 表示乘客数

$$M \sim B(n_2, p), n_2 = 200, p = 0.9 \quad P = 6 + M$$

D 表示发生事故的死亡人数，

$$D = \begin{cases} 0 & 0.99999 \\ P & 0.00001 \end{cases}$$

则 $S = D_1 + D_2 + \cdots + D_N$ 。

定义：设 M 和 N 分别为两个计数随机变量， M_1, M_2, \dots, M_N *i.i.d* 与 M 的分别相同，则 $S = M_1 + M_2 + \dots + M_N$ 的分布称为 M 的复合分布， N 的分布称为第一分布， M 称为第二分布。

背景： N 表示单位时间内损失事故的发生数，

M_i 表示第 i 个损失事故产生的索赔次数，

$S = M_1 + M_2 + \dots + M_N$ 表示单位时间内索赔的总次数。

S 的性质

1、母函数

设 N 的分布列为 $f_N(n)$ ，母函数为 $P_N(z)$ ，

M 的分布列为 $f_M(n)$ ，母函数为 $P_M(z)$

$$P_S(z) = P_N(P_M(z))$$

证明：

$$\begin{aligned}
 P_S(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n)P(S=k | N=n)z^k \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) \sum_{k=0}^{\infty} z^k P(M_1 + M_2 + \cdots + M_N = k | N=n) \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) P_M(z)^n = P_N(P_M(z))
 \end{aligned}$$

例 2.11: M 服从泊松分布, N 服从泊松分布, $P_N(z) = e^{\lambda_1(z-1)}$,
 $P_M(z) = e^{\lambda_2(z-1)}$,

$$P_S(z) = P_N(P_M(z)) = \exp(\lambda_1(e^{\lambda_2(z-1)} - 1))$$

例 2.12: 求例 2.10 中 S 的母函数:

$$P_N(z) = (1 + p(z-1))^n = (1 + 0.98(z-1))^{70}$$

$$f_D(0) = 0.99999, \quad f_D(6+j) = 0.00001P(M=j)$$

$$P_D(z) = \sum_{k=0}^{\infty} z^k f_D(k) = 0.99999 + 0.00001 \times [z^6(1+0.9(z-1))^{200}]$$

$$\begin{aligned} P_S(z) &= P_N(P_D(z)) \\ &= [1 + 0.98((0.99999 + 0.00001z^6(1+0.9(z-1))^{200}) - 1)]^{70} \end{aligned}$$

2、均值和方差

$$E(S) = E(M)E(N)$$

$$Var(S) = E(N)Var(M) + E(M)^2Var(N)$$

证明： 令 $S_n = M_1 + M_2 + \cdots + M_n$ ，

$$\begin{aligned}
 E(S) &= \sum_{n=0}^{\infty} E(S | N = n)P(N = n) \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} nE(M)P(N = n) \\
 &= E(M)E(N)
 \end{aligned}$$

这个证明可以简写成

$$E(S) = E(E(S | N)) = E(NE(M)) = E(M)E(N)$$

利用方差分解公式

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(S) &= E(\text{Var}(S | N)) + \text{Var}(E(S | N)) \\
 &= E(N\text{Var}(M)) + \text{Var}(NE(M)) \\
 &= E(N)\text{Var}(M) + \text{Var}(N)E(M)^2
 \end{aligned}$$

例 2.13: 求例 2.10 中 S 的期望和方差

$$E(N) = n_1 p = 68.6$$

$$Var(N) = 70 \times 0.98 \times 0.02 = 1.372$$

$$E(P) = 6 + 200 \times 0.9 = 186$$

$$Var(P) = 200 \times 0.9 \times 0.1 = 18$$

$$E(P^2) = Var(P) + E(P)^2 = 34614$$

$$E(D) = 0.99999(0) + 0.00001(186) = 0.00186$$

$$E(D^2) = 0.99999(0) + 0.00001(34614) = 0.34614$$

因此

$$E(S) = E(N)E(D)$$

$$Var(S) = E(N)Var(D) + E(D)^2 Var(N)$$

$$E(S) = (68.60)(0.00186) = 0.1276$$

$$Var(S) = (68.60)(0.34137) + (0.00186^2)(1.372) = 23.7450$$

3. S 的分布

我们将在第三章中详细介绍 S 分布的计算。

五、免赔额对理赔次数的分布的影响

注意：当免赔额存在时，理赔次数不等于损失次数。

1、免赔额存在时

以 X 表示损失， N^L 表示损失次数， d 表示免赔额， $v = P(X > d)$ ， N^P 表示理赔次数。令

$$I = \begin{cases} 1 & \text{理赔发生} \\ 0 & \text{理赔不发生} \end{cases}$$

则 $P(I=1)=v$ ， $N^P = I_1 + \cdots + I_{N^L}$ ，

$$P_I(z) = P(I=0)z^0 + P(I=1)z^1 = 1 + v(z-1)$$

由复合分布的母函数有

$$P_{N^P}(z) = P_{N^L}(P_I(z)) = P_{N^L}(1 + v(z-1))$$

例 2.14 : 设某损失事件的损失额有几种可能 25, 50, 75, 100, 发生的概率分别为 0.2, 0.3, 0.2, 0.15, 0.1, 0.05, 假设损失事件的次数服从 $\beta=0.3, r=10$ 的负二项分布, 免赔额为 50, 求赔偿事件的次数的分布。

解

$$v = P(X > 50) = 0.2 + 0.15 + 0.1 + 0.05 = 0.5$$

$$\begin{aligned} P_{N^P}(z) &= (1 - 0.3(1 + 0.5(z-1) - 1))^{-10} \\ &= (1 - 0.15(z-1))^{-10} \end{aligned}$$

所以 N^P 服从负二项分布, $\beta^* = 0.15, r = 10$ 。

命题 1：假设 N^L 的母函数 $P_N(z; \theta) = B(\theta(z-1))$ ，其中 $B(\cdot)$ 是与参数 θ 无关的函数，则 N^L 和 N^P 的分布类型没有变化。

证明：

$$\begin{aligned} P_{N^P}(z) &= P_{N^L}(1 + v(z-1)) \\ &= B(\theta(1 + v(z-1) - 1)) \\ &= B(v\theta(z-1)) \\ &= P_{N^L}(z; v\theta) \end{aligned}$$

注：所有的 $(a,b,0)$ 分布都保持原来的类型。

损失次数 N^L 的分布	理赔次数 N^P 的参数	期望理赔次数数
泊松分布	$\lambda^* = \lambda v$	λv
二项式分布	$q^* = vq, \quad n^* = n$	nqv
负二项式分布	$\beta^* = v\beta, r^* = r$	$r\beta v$

二项式分布的证明：设 N 服从二项式分布 $B(n, q)$ ，

$$P_N(z) = (1 + q(z-1))^n$$

$$\begin{aligned}
 P_{N^*}(z) &= P_N(1 + v(z-1)) \\
 &= \{1 + q[(1 + v(z-1)) - 1]\}^n \\
 &= \{1 + qv(z-1)\}^n
 \end{aligned}$$

对于 (a,b,1) 分布，也有类似的结果
 命题：假设 N^L 的分布母函数具有如下形式

$$P_{N^L}(z) = P(z; \theta, \alpha) = \alpha + (1 - \alpha) \frac{B[\theta(z-1)] - B(-\theta)}{1 - B(-\theta)}$$

其中 $\alpha = P_{N^L}(0) = P(N^L = 0)$ 。则 N^P 的母函数为

$$P_{N^P}(z) = P_{N^L}(z; v\theta, \alpha^*)$$

其中 $\alpha^* = P(N^P = 0) = P_{N^P}(0) = P_{N^L}(1 - v; \theta, \alpha)$ 。

例 2.15: 在上例中假设 N^L 服从 ZM-NB 分布, $r=2$, $\beta=3$, $p_0^M=0.4$, 求 N^P 的分布。

解: N^L 的分布母函数为

$$p_0^M + (1 - p_0^M) \frac{[1 - \beta(z-1)]^{-r} - (1 + \beta)^{-r}}{1 - (1 + \beta)^{-r}}$$

因此 $\alpha = p_0^M$, $B(z) = (1 - z)^{-r}$ 。根据命题, N^P 服从 ZMNB 分布 $r^*=2$, $\beta^*=3*0.5=1.5$ 。

$$\begin{aligned} \alpha^* &= p_0^{M^*} = p_0^M + (1 - p_0^M) \frac{[1 - \nu\beta]^{-r} - (1 + \beta)^{-r}}{1 - (1 + \beta)^{-r}} \\ &= 0.4 + 0.6 \times \frac{(1 + 1.5)^{-2} - 4^{-2}}{1 - 4^{-2}} = 0.4595 \end{aligned}$$

2、免赔额发生变化时

设原来的免赔额为 d ，现在免赔额调整为 d^* ，请问调整后新理赔次数发生了什么变化。

记 N^d 表示免赔额为 d 的理赔次数， N^{d^*} 表示理赔额为 d^* 的理赔次数，设 v' 表示在免赔额提高后，以前的索赔事件能够继续获得赔偿的比例，则

$$v' = \frac{1 - F_X(d^*)}{1 - F_X(d)}$$

令 $I=1$ 表示继续获得赔偿， $I=0$ 表示不能继续获得赔偿

$$N^{d^*} = I_1 + I_2 + \cdots + I_{N^d}$$

当 $d^* > d$ 时, $v' < 1$, 当 N^d 为 $(a, b, 0)$ 分布时, N^{d^*} 的分布类型与 N^d 相同, 只是参数发生变化。

当 $d^* < d$ 时, 则 $v' = \frac{1 - F_X(d^*)}{1 - F_X(d)} > 1$, 此时 N^* 的参数可能超出原频率分布的参数范围, 因此我们不能考虑这种情形。

六、保单数目与保单组合总理赔次数

假设当前的保单组合中含有 n 份保单, 令 N_j 表示第 j 个保

单产生理赔的次数, 则 $N = N_1 + N_2 + \cdots + N_n$ 表示保单组合产生理赔的总次数。若假设 N_j *i.i.d*, 则

$$P_N(z) = (P_{N_1}(z))^n$$

问题: 假设现在保单组合中的保单数 n' 个, 问新保单组合的总理赔次数分布是什么?

回答：令 $N' = N_1 + N_2 + \cdots + N_{n'}$ ，则

$$P_{N'}(z) = (P_{N_1}(z))^{n'} = \left(\sqrt[n]{P_N(z)} \right)^{n'} = (P_N(z))^{n'/n}$$

注：若 N 是无穷可分的，则 N' 的分布类型与 N 相同，只是修改了某些参数。

满足无穷可分性的分布有

泊松、负二项、复合泊松、复合负二项分布等

例 2.16: 某家有 300 个员工的公司的劳工补偿险总理赔次数在单位时间内服从 $\beta=0.3, r=10$ 的负二项分布，问如果这家公司扩展到 500 个员工，则理赔次数的分布是什么？

解： 设一个员工的理赔次数为 N_1 ， $N=300$ ， $N^*=500$ ，

$$\begin{aligned}P_{N^*}(z) &= (P_{N_1}(z))^{n^*} = (P_N(z))^{500/300} \\&= (1-0.3(z-1)^{-10})^{500/300} \\&= (1-0.3(z-1))^{-16.67}\end{aligned}$$

N^* 服从 $\beta=0.3, r=16.67$ 的负二项分布。