

# 精算建模：风险理论参考答案及批改评述（Chap 3）

庄源

日期：2025 年 9 月 21 日

## 目录

<b>1</b>	<b>Question 3: Properties of compound binomial distribution</b>	<b>2</b>
1.1	原题 . . . . .	2
1.2	参考答案 . . . . .	2
1.3	给分标准与批改评价 . . . . .	2
<b>2</b>	<b>Question 5: Panjer's recursive formula</b>	<b>3</b>
2.1	原题 . . . . .	3
2.2	参考答案 . . . . .	3
2.3	给分标准与批改评价 . . . . .	7
<b>3</b>	<b>Question 15: Premium, reserve and Poisson approximation</b>	<b>8</b>
3.1	原题 . . . . .	8
3.2	参考答案 . . . . .	8
3.3	给分标准与批改评价 . . . . .	10
<b>4</b>	<b>Question 21: Excess of loss reinsurance</b>	<b>10</b>
4.1	原题 . . . . .	10
4.2	参考答案 . . . . .	10
4.3	给分标准与批改评价 . . . . .	12
<b>5</b>	<b>Question 23: Individual risk model, LEV and stop-loss reinsurance</b>	<b>12</b>
5.1	原题 . . . . .	12
5.2	参考答案 . . . . .	13
5.3	给分标准与批改评价 . . . . .	17
<b>6</b>	<b>批改评述总结</b>	<b>17</b>

# 1 Question 3: Properties of compound binomial distribution

## 1.1 原题

Assume total annual claims  $S$  are modeled by a compound binomial distribution where  $N \sim B(200, 0.001)$  and all claims are a constant 500. Determine the mean, variance and skewness of  $S$ , and find the probability that  $S$  exceeds 600 exactly.

## 1.2 参考答案

可以直接代入教材 81 面式 3.1-3.4, 便得到结果。下面我们直接使用一般原理推导这些结论。

$$E(S) = E(N)E(X) = 200 \times 0.001 \times 500 = 100$$

因为  $X$  恒为常数 500, 所以  $Var(X) = 0$ 。

$$\begin{aligned} Var(S) &= E(N)Var(X) + Var(N)E^2(X) \\ &= 200 \times 0.001 \times 0 + 200 \times 0.001 \times (1 - 0.001) \times 500^2 \\ &= 49950 \end{aligned}$$

下面求偏度, 已知  $S = 500X$ , 则:

$$\begin{aligned} skew(S) &= \frac{E[S - E(S)]^3}{Var(S)^{\frac{3}{2}}} = \frac{500^3 \cdot E[N - E(N)]^3}{500^3 \cdot Var(N)^{\frac{3}{2}}} \\ &= \frac{E[N - E(N)]^3}{Var(N)^{\frac{3}{2}}} = \frac{npq(1 - 2q)}{(npq)^{\frac{3}{2}}} \\ &= \frac{0.1994004}{0.0893} = 2.2327 \end{aligned}$$

上述推导中, 二项分布的三阶中心矩可通过 cumulant moment generating function 求得。同时, 我们也可以看出,  $500X$  的偏度和  $X$  的偏度是相同的, 因为偏度是一个标准化后得到的指标。

最后是  $\Pr(S > 600)$ 。想要总索赔额大于 600, 则需要有两个或两个以上的赔案:

$$\begin{aligned} \Pr(S > 600) &= \Pr(N \geq 2) \\ &= 1 - \Pr(N = 0) - \Pr(N = 1) \\ &= 1 - (1 - 0.001)^{200} - \binom{200}{1}(1 - 0.001)^{199} \cdot 0.001 = 0.01746 \end{aligned}$$

## 1.3 给分标准与批改评价

表 1: Question 3 给分标准 (共 15 分)

采分点	分值
计算均值	3
计算方差	3
计算偏度	6
计算总索赔额大于 600 的概率	3

本题完成情况很好，部分同学漏掉了  $E(S)$  和  $Var(S)$ 。小部分同学使用中心极限定理计算  $Pr > 600$ ，如果计算近似正确也给分，但这当中有些同学用错了，还请再查阅数理统计书籍。

## 2 Question 5: Panjer's recursive formula

注. 本题制作了 EXCEL 解答，可通过查看表格中的公式了解详细步骤。[下载]

本题制作了 R 语言代码，可通过查看代码学会使用 `actuar` 构建复合分布。[下载]

### 2.1 原题

Total aggregate claims  $S = X_1 + \dots + X_N$  are modeled by a compound binomial distribution where  $N \sim B(4, q = 1/2)$  and  $P(X = j) \propto j$  for  $j = 1, 2, 3, 4, 5$ . Determine the mean, variance, skewness  $S$  and find the exact probability distribution for  $S$  using Panjer's recursive formula.

### 2.2 参考答案

这一题中，均值、方差和偏度可以通过直接代入教材 81 面式 3.1-3.4 解出。首先，需要得出  $X$  的一阶、二阶和三阶矩  $m_1, m_2$  和  $m_3$ 。因为  $Pr(X = j) \propto j^1$ ，所以：

$$Pr(X = j) = \frac{j}{\sum_{j=1}^5 j} = \frac{j}{15} \quad (j = 1, 2, 3, 4, 5)$$

所以各阶矩为：

$$m_1 = E(X) = \sum_{j=1}^5 jP(X = j) = \frac{11}{3}$$

$$m_2 = E(X^2) = \sum_{j=1}^5 j^2 P(X = j) = 15$$

$$m_3 = E(X^3) = \sum_{j=1}^5 j^3 P(X = j) = \frac{979}{15}$$

因此，

$$E(S) = E(N)E(X) = nqm_1 = 7.3333$$

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

$$= nq(m_2 - m_1^2) + nqp m_1^2 = nq(m_2 - qm_1^2) = 16.5556$$

$$\begin{aligned} skew(S) &= \frac{nqm_3 - 3nq^2 m_2 m_1 + 2nq^3 m_1^3}{(nqm_2 - nq^2 m_1^2)^{3/2}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{qm_3 - 3q^2 m_2 m_1 + 2q^3 m_1^3}{(qm_2 - q^2 m_1^2)^{3/2}} = 0.2201 \end{aligned}$$

正如我在上课时跟大家讲过的，复合分布概率的计算很困难，得使用 Panjer 递推公式。所谓“递推”，就是从  $S$  为某个数的概率开始，依次向后推出  $S$  等于其它数的概率。因此，如果要使用 Panjer 递推，就必须要有个递推的起点。这个递推的起点非常好找： $Pr(S = 0)$ 。既然

<sup>1</sup> $\propto$  是“正比于”的意思。

$\Pr(X = 0) = 0$ ，这意味着，只要发生事故，就一定要有损失。所以，总索赔  $S = 0$  的概率其实就是不发生任何事故的概率：

$$\Pr(S = 0) = \Pr(N = 0) = \left(\frac{1}{2}\right)^5 = 6.25\%$$

下面观察 **Panjer** 递推公式，我们要用这个公式来计算剩下的概率：

$$f_S(r) = \sum_{j=1}^r \left( \alpha + \frac{\beta j}{r} \right) f_X(j) f_S(r-j) \quad \text{for } r = 1, 2, \dots \quad (1)$$

因为  $N$  的分布为二项分布，由教材 87 面， $\alpha = -q/(1-q) = -1$ ， $\beta = (n+1)q/(1-q) = 5$ 。观察求和号， $j$  要从 1 一直加到  $r$ 。但由题意，实际上  $j$  只能取  $1 \sim 5$ ，所以对于  $j > 5$ ， $f_X(j) = 0$ 。此外， $S$  最高为  $4 \times 5 = 20$ ，所以  $r = 20$ 。因此，原 **Panjer** 递推公式可以简化为：

$$f_S(r) = \sum_{j=1}^5 \left( -1 + \frac{5j}{r} \right) f_X(j) f_S(r-j) \quad \text{for } r = 1, 2, \dots, 20$$

因此，对于  $S$ ，有：

$$\Pr(S = 1) = \left( \frac{5 \times 1}{1} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 1) \cdot \Pr(S = 0) = \frac{1}{60} \approx 1.67\%$$

$$\begin{aligned} \Pr(S = 2) &= \left( \frac{5 \times 1}{2} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 1) \cdot \Pr(S = 1) + \left( \frac{5 \times 2}{2} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 2) \cdot \Pr(S = 0) \\ &= 3.5\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(S = 3) &= \left( \frac{5 \times 1}{3} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 1) \cdot \Pr(S = 2) + \left( \frac{5 \times 2}{3} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 2) \cdot \Pr(S = 1) \\ &\quad + \left( \frac{5 \times 3}{3} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 3) \cdot \Pr(S = 0) \\ &\approx 5.67\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(S = 4) &= \left( \frac{5 \times 1}{4} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 1) \cdot \Pr(S = 3) + \left( \frac{5 \times 2}{4} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 2) \cdot \Pr(S = 2) \\ &\quad + \left( \frac{5 \times 3}{4} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 3) \cdot \Pr(S = 1) + \left( \frac{5 \times 4}{4} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 4) \cdot \Pr(S = 0) \\ &\approx 8.38\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(S = 5) &= \left( \frac{5 \times 1}{5} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 1) \cdot \Pr(S = 4) + \left( \frac{5 \times 2}{5} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 2) \cdot \Pr(S = 3) \\ &\quad + \left( \frac{5 \times 3}{5} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 3) \cdot \Pr(S = 2) + \left( \frac{5 \times 4}{5} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 4) \cdot \Pr(S = 1) \\ &\quad + \left( \frac{5 \times 5}{5} - 1 \right) \cdot \Pr(X = 5) \cdot \Pr(S = 0) \\ &\approx 11.82\% \end{aligned}$$

其余的概率计算和上面的式子相似。这样，我们便能得出  $S$  的完整分布列，如下表所示：

表 2:  $S$  的具体分布列 (使用 EXCEL 或 R 得出)

$i$	$\Pr(S = i)$	$i$	$\Pr(S = i)$	$i$	$\Pr(S = i)$
0	6.25%	7	8.28%	14	3.12%
1	1.67%	8	9.44%	15	1.89%
2	3.50%	9	9.49%	16	0.91%
3	5.67%	10	8.09%	17	0.73%
4	8.38%	11	4.74%	18	0.48%
5	11.82%	12	4.78%	19	0.25%
6	6.25%	13	4.18%	20	0.08%

需要注意的是,我不是通过手算得出上面分布列的,而是利用计算机辅助计算。感兴趣的同学可以翻到这一节的开头,有 EXCEL 和 R 代码的下载链接。这里,再花一点点篇幅介绍 R 语言对于聚合风险模型的实现,这些实现都离不开 `actuar` 这个有名的 R 包。

`actuar` 中, `aggregateDist()` 函数可以用来指定相应的聚合风险模型,当方法选为 `recursive` 时,即为使用 Panjer 递推<sup>2</sup>。

```
# 载入 actuar 包, 一个有名的精算包
library(actuar)
# 给出 X (损失强度) 的分布
# 一定要有 X 为 0 时的概率 (包的规定)
fx <- 0:5 / 15
# 主要函数
# recursive, 代表使用 Panjer 递推
# 损失频率 (N) 分布使用二项分布 (由题意可得)
# 还可以使用各种零膨胀分布
# 损失强度 (X) 分布使用刚才定义的 X
# size 和 prob 是 pbinom 函数中的参数, 分别代表 n 和 p
Fs <- aggregateDist("recursive", model.freq = "binomial",
model.sev = fx, size = 4, prob = 0.5)
# 绘制 CDF 的图
plot(Fs)
```

<sup>2</sup>`actuar` 中求聚合风险模型确切分布的方法还有卷积法、正态近似法和正态幂近似法, 这些不是大纲内容, 也就不再涉及。

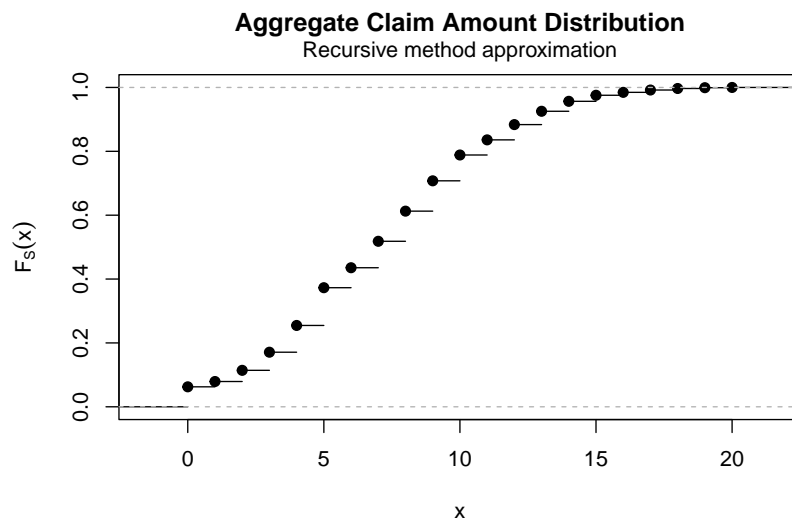


图 1: 总索赔的累积分布函数

```
# scales 包能将概率显示为百分数
library(scales)
S <- 0:20
# 将 cdf 做一阶差分得到分布列
Prob <- diff(Fs)
# 组合成为 dataframe, 并更改列名
prob_mass_function <- data.frame(S,
percent(Prob,
accuracy = 0.01))
colnames(prob_mass_function) <- c("S", "Probability")
# 查看分布列
prob_mass_function
```

```
##      S Probability
## 1    0      6.25%
## 2    1      1.67%
## 3    2      3.50%
## 4    3      5.67%
## 5    4      8.38%
## 6    5     11.82%
## 7    6      6.25%
## 8    7      8.28%
## 9    8      9.44%
## 10   9      9.49%
```

```
## 11 10      8.09%
## 12 11      4.74%
## 13 12      4.78%
## 14 13      4.18%
## 15 14      3.12%
## 16 15      1.89%
## 17 16      0.91%
## 18 17      0.73%
## 19 18      0.48%
## 20 19      0.25%
## 21 20      0.08%
```

除了计算  $S$  的分布列以外，还可以非常简单地编程得出  $S$  的均值、方差和偏度：

```
# S 的均值
mean_S <- sum(S*Prob)
# S 的方差
var_S <- sum(S^2*Prob)-mean_S^2
# S 的偏度
kurtosis_S <- sum((S-mean_S)^3*Prob) / var_S^1.5
mean_S; var_S; kurtosis_S
```

```
## [1] 7.333333
```

```
## [1] 16.55556
```

```
## [1] 0.220148
```

## 2.3 给分标准与批改评价

表 3: Question 5 给分标准 (共 25 分)

采分点	分值
计算均值	3
计算方差	3
计算偏度	6
计算 $\alpha$ 和 $\beta$	4
正确写出本题的 Panjer 递推公式	5
得出 $S$ 的完整分布列 (即 $\Pr(S=0) \sim \Pr(S=20)$ )	4

这个题非常重要，换一个形式出现在期末考试中也不是不可能<sup>3</sup>。批改情况很差，部分同学直接跳过 Panjer 递推没做。错误大多集中在以下几个方面：

- 部分同学把本题中的复合二项分布当成了二项分布。当  $N$  的分布满足二项分布时， $N$  才有课本第 87 面那样描述的递推关系。但是这题要求去求  $S$  的分布，这是一个复合分布，应该使用课本第 88 面 THEOREM 3.2 的方法。
- 本题要求给出 *exact distribution*，但很多同学只给了少数几个点上的概率，这里稍稍扣了分。
- 还有小部分同学把这题当作复合 Poisson，算错了  $S$  的二阶矩和偏度。

### 3 Question 15: Premium, reserve and Poisson approximation

#### 3.1 原题

Total claims  $S$  made in respect of a portfolio of fire insurance policies can be modeled by a compound Poisson distribution where the Poisson parameter is  $\lambda$  and the typical claim is  $X$ . Let us assume that the claim random variable  $X$  is a 40/60 mixture of claims of type I and II, respectively. Claims of type I are Pareto (3, 600), while those of type II are Pareto (4, 900). Calculate  $P(X > 400)$ ,  $E(X)$  and  $\text{Var}(X)$ . If the security loading of  $\theta = 0.15$  is used for determining premiums and  $\lambda = 500$ , what reserves are necessary in order to be 99.9% sure of meeting claims? What would be the effect of doubling the security loading?

Let  $Y$  be a Pareto random variable with the same mean and variance as  $X$ . What is  $P(Y > 400)$ ? What would be the reserves necessary to be 99.9% sure all claims will be met (from premium income plus reserves) if we had used  $Y$  instead of  $X$  in our model?

#### 3.2 参考答案

首先计算  $\Pr(X > 400)$ <sup>4</sup>:

$$\begin{aligned}\Pr(X > 400) &= \Pr(X > 400 \mid \text{Type I}) \times \Pr(\text{Type I}) + \Pr(X > 400 \mid \text{Type II}) \times \Pr(\text{Type II}) \\ &= \left(\frac{600}{600 + 400}\right)^3 \times 0.4 + \left(\frac{900}{900 + 400}\right)^4 \times 0.6 = 0.2242\end{aligned}$$

接着是  $E(X)$ :

$$\begin{aligned}E(X) &= E(X \mid \text{Type I}) \times \Pr(\text{Type I}) + E(X \mid \text{Type II}) \times \Pr(\text{Type II}) \\ &= \frac{600}{3-1} \times 0.4 + \frac{900}{4-1} \times 0.6 = 300\end{aligned}$$

然后是  $\text{Var}(X)$ ，它的计算稍微有一点点复杂：

$$\text{Var}(X) = E(\text{Var}(X \mid \text{Type})) + \text{Var}(E(X \mid \text{Type}))$$

<sup>3</sup>可能不会让大家计算偏度，因为公式有点难记。作为考试的话，也不会让大家计算这么多概率，计算  $\Pr(S = 3)$  或  $\Pr(S = 4)$  就已经到头了。要是再出简单点儿，可能就教大家说说 Panjer 递推是什么。

<sup>4</sup>对于  $X \sim \text{Pareto}(\alpha, \lambda)$ ，有： $\bar{F}_X(x) = \left(\frac{\lambda}{\lambda + x}\right)^\alpha$ ， $E(X) = \frac{\lambda}{\alpha - 1}$ ， $\text{Var}(X) = \frac{\alpha\lambda^2}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)}$ 。上述结果见课本第 40-41 面。



其中,

$$E(Var(X | Type)) = 0.4 \times \frac{3 \times 600^2}{(3-1)^2 \times (3-2)} + 0.6 \times \frac{4 \times 900^2}{(4-1)^2 \times (4-2)} = 216000$$

下面的公式就是我们上课时讲过的 Bernoulli Shortcut。

$$Var(E(X | Type)) = \left( \frac{600}{3-1} - \frac{900}{4-1} \right)^2 \times 0.4 \times 0.6 = 0$$

所以  $Var(X) = 216000$ 。

要算出适当的准备金, 就要去计算: 什么数额的准备金和保费加在一起, 有 99.9% 的概率覆盖未来的损失? 令  $U$  为准备金, 所收的保费为安全附加 (Security Load) 后的总索赔期望<sup>5</sup>。由课本 104 面式 3.15, 可得:

$$\begin{aligned} 99.9\% &= \Pr[S < U + (1 + \theta)E(S)] \\ &= \Pr\left[\frac{S - E(S)}{\sqrt{Var(S)}} < \frac{U + \theta E(S)}{\sqrt{Var(S)}}\right] \\ &\doteq \Pr\left[N(0, 1) < \frac{U + \theta E(S)}{\sqrt{Var(S)}}\right] \end{aligned}$$

因为总索赔  $S$  使用了复合 Poisson 模型, 因此有

$$E(S) = \lambda E(X) = 150000$$

$$Var(S) = \lambda E(X^2) = 500 \times (216000 + 300^2) = 153000000$$

所以,  $U = z_{99.9\%} \sqrt{Var(S)} - \theta E(S) = 15724.05883$ 。其中,  $z_{99.9\%}$  是标准正态分布的 99.9% 分位数。如果把安全附加翻倍, 此时  $U' = z_{99.9\%} \sqrt{Var(S)} - \theta' E(S) = -6775.9412$ 。此时, 不需要准备金, 收上来的保费就已经能在给定概率下覆盖未来可能发生的索赔。

对于  $Y$  来说, 其与  $X$  具有相同的均值和方差, 首先估计分布的参数:

$$E(Y) = \frac{\lambda}{\alpha - 1} = 300 \quad (*)$$

$$Var(Y) = \frac{\alpha \lambda^2}{(\alpha - 1)^2 (\alpha - 2)} = 216000 \quad (**)$$

$(**)/(*)^2$ , 可解得  $\frac{\alpha}{\alpha - 2} = 2.4$ , 解得  $\alpha = 3.42857$ , 进而解得  $\lambda = 728.5714$ 。所以:

$$\Pr(Y > 400) = \left( \frac{728.5714}{728.5714 + 400} \right)^{3.42857} = 0.2230$$

因此, 使用  $Y$  来代替  $X$ , 概率是有变化的。

但是, 如果使用  $Y$  来代替  $X$ , 算出的准备金**不会有任何变化**。观察刚才计算准备金的式子, 里面用到了  $X$  的一、二阶矩, 既然  $Y$  的一、二阶矩与  $X$  的相同, 那么算出来的准备金也就不会有任何变化。

---

<sup>5</sup>即  $(1 + \theta)E(S)$ 。

### 3.3 给分标准与批改评价

表 4: Question 15 给分标准 (共 20 分)

采分点	分值
计算 $X$ 大于 400 的概率	2
计算 $X$ 的均值	2
计算 $X$ 的方差	4
计算 $\theta = 0.15$ 时的准备金	4
计算 $\theta$ 翻倍时的准备金	2
估计 $Y$ 的参数	2 (一个 1 分)
计算 $Y$ 大于 400 的概率	2
评论/计算使用 $Y$ 作为损失强度随机变量时的准备金	2

这道题的完成情况不错。主要出现的错误是有些同学没有说明  $Y$  下的准备金，还有些同学把  $X$  的方差算错了。

## 4 Question 21: Excess of loss reinsurance

### 4.1 原题

Assume that aggregate claims are modeled by a compound Poisson process and that the excess of any claim over  $M$  is handled by a reinsurer who uses a security loading  $\xi$  (while the insurance company uses a loading of  $\theta$  on policy holders). The typical claim  $X$  has a Pareto distribution with parameters  $(\beta, \delta)$ , that is

$$f_X(x) = \frac{\beta\delta^\beta}{(\delta+x)^{\beta+1}}.$$

Assume that the annual expected number of claims in this process is  $\lambda = 300$ ,  $\beta = 3$ ,  $\delta = 1200$ ,  $\theta = 0.2$  and  $\xi = 0.3$ . Determine the minimum excess level  $M^*$  which may be considered by the insurance company if it is desired that expected net profit is nonnegative, and complete the following table for a relationship between possible values of  $M$  and expected annual net profit.

Retention limit	Expected annual profit
300	*
800	*
*	28406.25

### 4.2 参考答案

这道题和课本第 116 面例 3.17 非常相似，但例 3.17 的解答不够详细，因此这里给出更详细的解答。本题使用到的再保险为超额再保险（溢额再保险），保险人对一个赔案最多只需要支付  $M$ 。若单案索赔超出  $M$ ，则超额索赔由再保险人承担。令  $X$  为索赔金额， $Y = \min(X, M)$  为索赔中保险人承担的责任， $Z = \max(X - M, 0)$  为再保险人承担的责任，则  $X = Y + Z$ 。如课

本第 108 面式 3.18 和式 3.19, 保险人的收入来源于客户支付的保费, 其为安全附加后的期望总索赔; 保险人还需要为再保险支付再保险费, 并为可能的保险事故提供赔偿, 收入减支出即为净利润:

$$\begin{aligned} \text{Net Profit} &= \text{Premium} - \text{Reinsurance Premium} - \text{Claims} \\ &= (1 + \theta)E(X) - (1 + \xi)E(Z) - E(Y) \\ &= \theta E(Y) - (\xi - \theta)E(Z) \end{aligned}$$

若想使净利润非负, 则

$$\frac{E(Y)}{E(Z)} \geq \frac{\xi - \theta}{\theta} = \frac{\xi}{\theta} - 1$$

本题的分布是 Pareto 分布, 而 Pareto 分布又有一个非常好的性质 (见课本第 39 面):

$$P(X > M + x | X > M) = \left( \frac{\lambda}{\lambda + M + x} \right)^\alpha / \left( \frac{\lambda}{\lambda + M} \right)^\alpha = \left( \frac{\lambda + M}{\lambda + M + x} \right)^\alpha$$

也就是说, 对于  $X \sim \text{Pareto}(\alpha, \lambda)$ , 令  $W \sim (X - M)|_{[X > M]}$ , 则  $W \sim \text{Pareto}(\alpha, \lambda + M)$ 。因此下面的恒等变换将向  $W$  推进:

$$\begin{aligned} \frac{E(Y)}{E(Z)} &= \frac{\int_0^M x dF_X(x) + M \bar{F}_X(M)}{\int_M^\infty (x - M) dF_X(x)} \\ &= \frac{E(X) - \int_M^\infty (x - M) dF_X(x)}{\int_M^\infty (x - M) dF_X(x)} \\ &= \frac{E(X) - \bar{F}_X(M)E(W)}{\bar{F}_X(M)E(W)} \\ &= \left[ \frac{\delta}{\beta - 1} - \left( \frac{\delta}{\delta + M} \right)^\beta \left( \frac{\delta + M}{\beta - 1} \right) \right] / \left[ \left( \frac{\delta}{\delta + M} \right)^\beta \left( \frac{\delta + M}{\beta - 1} \right) \right] \\ &= \left( 1 + \frac{M}{\delta} \right)^{\beta - 1} - 1 \\ &\geq \xi / \theta - 1 \end{aligned}$$

上面的变换利用了 Pareto 分布的诸多性质, 大家可以多体会。此时, 解上述不等式, 可以知道:

$$M \geq \delta \left[ \left( \frac{\xi}{\theta} \right)^{1/(\beta - 1)} - 1 \right]$$

令  $M^* = \delta \left[ \left( \frac{\xi}{\theta} \right)^{1/(\beta - 1)} - 1 \right]$ , 这就是获得非负净利润时所需的最低的  $M$ , 代入可得  $M^* = 269.6938$ 。

下面一部分是要计算  $M$  和预期年利润之间的关系。对于单个赔案来讲,

$$\begin{aligned} \text{Expected Net Profit per Claim} &= (1 + \theta)E(X) - (1 + \xi)E(Z) - E(Y) \\ &= \theta E(X) - \xi E(Z) \\ &= \theta E(X) - \xi \bar{F}_X(M)E(W) \\ &= 0.2 \times \frac{1200}{3 - 1} - 0.3 \left( \frac{1200}{1200 + M} \right)^3 \times \frac{1200 + M}{3 - 1} \\ &= 120 - \frac{259200000}{(1200 + M)^2} \end{aligned}$$

因为使用的总索赔模型是复合 Poisson 模型，所以

$$\begin{aligned} \text{Expected Annual Profit} &= \lambda \times \left[ 120 - \frac{259200000}{(1200 + M)^2} \right] \\ &= 300 \left[ 120 - \frac{259200000}{(1200 + M)^2} \right] \end{aligned}$$

由此，便可填写题目中未知的表格元素：

表 5: 索赔限额  $M$  与总年度利润之间的关系

Retention limit	Expected annual profit
300	1440
800	16560
2000	28406.25

### 4.3 给分标准与批改评价

表 6: Question 21 给分标准（共 20 分）

采分点	分值
给出单个赔案净利润的表达式	3
给出 $Y$ 和 $Z$ 在利润非负时满足的不等式	3
计算得到 $M^*$	2
给出 $M$ 与预期年利润之间的关系	3
正确填写问题中的表	9（一个 3 分）

本题做得不错，但部分同学漏做了题目。

## 5 Question 23: Individual risk model, LEV and stop-loss reinsurance

注. 本题制作了绘制  $L_S(M)$  曲线的 R 语言代码，可通过查看代码学会绘制一个函数。[下载]

本题制作了计算  $L_S^{-1}$  的 R 语言代码，可通过查看代码学会使用优化算法解方程。[下载]

### 5.1 原题

In Example 3.11 total claims  $S$  arising from accidents of employees in a large factory were modeled by an individual risk model with mean  $E(S) = 33,000$  and variance  $\text{Var}(S) = 35,151,000$ . Approximating this distribution by a normal distribution with the same mean and variance, plot the limited expected value function  $L_S(M)$ . The insurance company is presently using a security loading of  $\theta = 0.37$ , and is considering stop-loss reinsurance with stop-loss level  $M$ . Determine the minimal values of the stop-loss level  $M$  which should be considered to ensure expected profits are nonnegative when the stop-loss premium loading  $\xi$  of the reinsurer is both 0.5 and 0.7.

## 5.2 参考答案

由课本第 117 面，对于标准正态分布，其 LEV 为：

$$\begin{aligned} L_{N(0,1)}(M) &= \int_{-\infty}^M x\phi(x)dx + M[1 - \Phi(M)] \\ &= -\phi(M) + M[1 - \Phi(M)] \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $\phi(M)$  和  $\Phi(M)$  分别是标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。又由第 114 面，可得：

$$L_{aX+b}(M) = aL_X\left(\frac{M-b}{a}\right) + b \quad (3)$$

可以使用  $\mu = 33000$ ,  $\sigma^2 = 35151000$  的正态分布对本题中的个体风险模型进行近似。一般的正态分布都可以被表示为诸如  $\mu + \sigma N(0, 1)$  的形式，代入(2)和(3)两式可得：

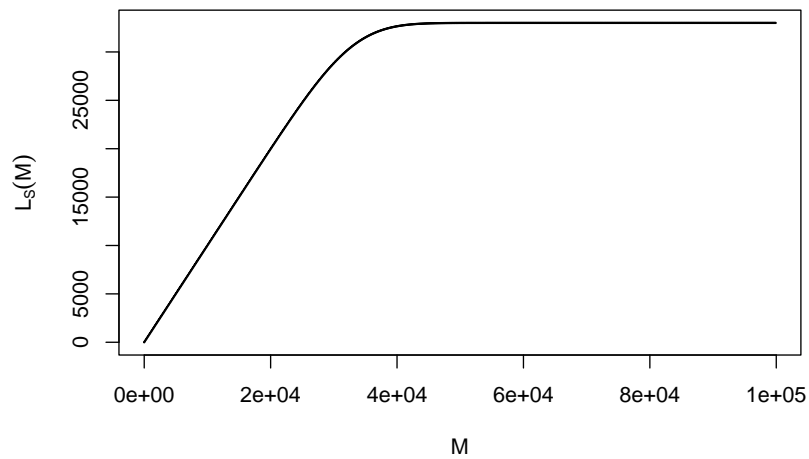
$$\begin{aligned} L_S(M) &\doteq \sigma L_{N(0,1)}\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right) + \mu \\ &= -\sigma\phi\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right) + \sigma\frac{M-\mu}{\sigma}\left[1 - \Phi\left(\frac{M-\mu}{\sigma}\right)\right] + \mu \end{aligned}$$

用 R 或 EXCEL 都可以很好地画出上述  $L_S(M)$  的图像，我只提供了 R 代码，大家可以跳到本节开头下载学习。下面展示了使用到的 R 代码，首先，下面定义了一个函数，用于生成 LEV 函数的值：

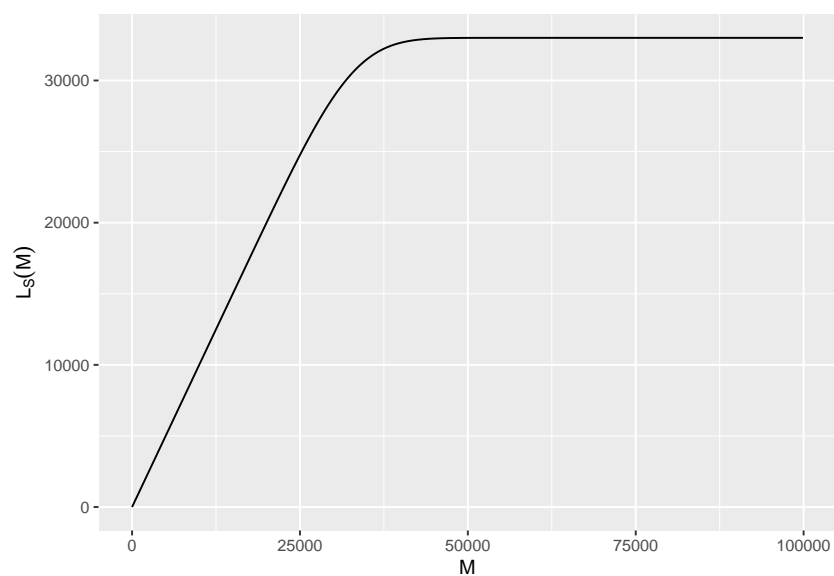
```
# 编程制作 LEV 函数
LEV.normal <- function(mu, sigma, M) {
  # 将 (M-mu)/sigma 视为一个新的变量，使后面代码更加简洁
  Normalized <- (M - mu)/sigma
  # 写出 LEV 的表达式
  lev <- - sigma * dnorm(Normalized)
    + sigma * Normalized * (1 - pnorm(Normalized)) + mu
  return(lev)
}
# 代入 mu、sigma 和一串 M，返回一个向量
mu <- 33000
sigma <- sqrt(35151000)
M <- seq(from = 0, by = 100, length.out = 1000)
LEV <- LEV.normal(mu = mu, sigma = sigma, M = M)
```

接着，可以使用 plot 函数或 ggplot2 包绘制出 LEV 函数的图像。可以看出，LEV 函数单调递增，但随着  $M$  变得很大，LEV 函数几乎不再上涨，因为此时尾部的概率已经非常小，LEV 函数近似等于  $E(S)$ 。

```
# 使用最简单的 plot 函数进行绘图
# 指定 x 和 y
# 将点的大小 (cex) 设为 0.1, 防止曲线过粗
plot(M, LEV, cex = 0.1)
```



```
library(ggplot2)
result.frame <- data.frame(M, LEV)
ggplot(data = result.frame, mapping = aes(x = M, y = LEV)) +
  geom_line()
```



令  $S_I$  为总索赔中需要保险人承担的那部分,  $S_R$  为总索赔中需要再保险人承担的那部分。对

于保险人来说，其利润是保费减去再保险费和未来索赔：

$$\begin{aligned} Net\ Profit &= (1 + \theta)E(S) - (1 + \xi)E(S_R) - E(S_I) \\ &= \theta E(S_I) - (\xi - \theta)E(S_R) \end{aligned}$$

利润非负时，有  $E(S_I)/E(S_R) = L_S(M)/[E(S) - L_S(M)] \geq \xi/\theta - 1$ ，也即：

$$L_S(M) \geq \left(1 - \frac{\theta}{\xi}\right) E(S)$$

当利润恰好为非负时，等号成立。由课本 117 面最底下的公式，此时有：

$$L_S(M) = \sigma L_{N(0,1)}\left(\frac{M - \mu}{\sigma}\right) + \mu = \left(1 - \frac{\theta}{\xi}\right) E(S)$$

解得  $L_{N(0,1)} = -\frac{\mu}{\sigma} \frac{\theta}{\xi}$ ，因此有

$$M^* = \mu + \sigma L_{N(0,1)}^{-1}\left(-\frac{\mu}{\sigma} \frac{\theta}{\xi}\right)$$

当  $\xi = 0.5$  时， $L_{N(0,1)}^{-1} = -4.118854$ ， $M^* = 8580.025$ ；当  $\xi = 0.7$  时， $L_{N(0,1)}^{-1} = -2.941572$ ， $M^* = 15559.92$ 。

上面给出的答案非常简练，但算出  $L_{N(0,1)}^{-1}$  是一件比较难的事情。因为  $L_{N(0,1)}$  的公式中有正态分布的累积分布函数，这意味着我们没办法得到反函数的解析解。不过没关系，只要算出数值解，就能够解决这道题。我提供了 R 代码计算  $L_{N(0,1)}^{-1}$ ，大家可以回到这一节开始处下载学习<sup>6</sup>。下面展示了这些代码。

在 R 中，有一个非常好用的优化函数，名为 `optim`，其可以计算一元或多元函数的最小值，以及取得最小值时函数自变量的取值。现在设定一个函数：

$$g(M) = \left[ L_{N(0,1)}(M) - \left(-\frac{\mu}{\sigma} \frac{\theta}{\xi}\right) \right]^2$$

上述函数的最小值是 0，也就是说，如果能够找到令  $g(M)$  取得最小值 0 的  $M$ ，我们就找到了对应的  $L_{N(0,1)}^{-1}$ 。这样，一个解方程的问题就被转化为一个优化问题。

```
# 制作 LEV 函数
LEV.standard.normal <- function(M){
  lev <- - dnorm(M) + M *(1 - pnorm(M))
  return(lev)
}

# 写下所有参数
mu <- 33000
sigma <- sqrt(35151000)
theta <- 0.37
xi <- 0.5

# 我们的目标就是让 L(X) = - mu / sigma * theta / xi
LX <- - mu / sigma * theta / xi

# 设定目标函数供 optim 来优化
```

<sup>6</sup>EXCEL 的用法已经在微信群中关于例 3.18 的视频里讲过，大家可以再用一下规划求解。

```
f <- function(X){
# 这里稍微设计了一下这个函数
# optim 让目标函数最小化
# 如果不平方或者取绝对值的话，无法得出想要结果
  (LEV.standard.normal(X)-LX)^2
}
```

在优化问题中，初值选取和约束条件的选取非常重要，当  $\xi = 0.5$  时算出来的  $-\frac{\mu\theta}{\sigma\xi}$  为  $-4.11886$ 。通过观察课本 119 面 Figure 3.6（如下图所示），我们可以初步断定  $L_{N(0,1)}^{-1}$  要比  $-4$  小一些。因此，我们可以在 `optim` 函数中规定  $M$  的上限和下限，提高算法收敛速度。

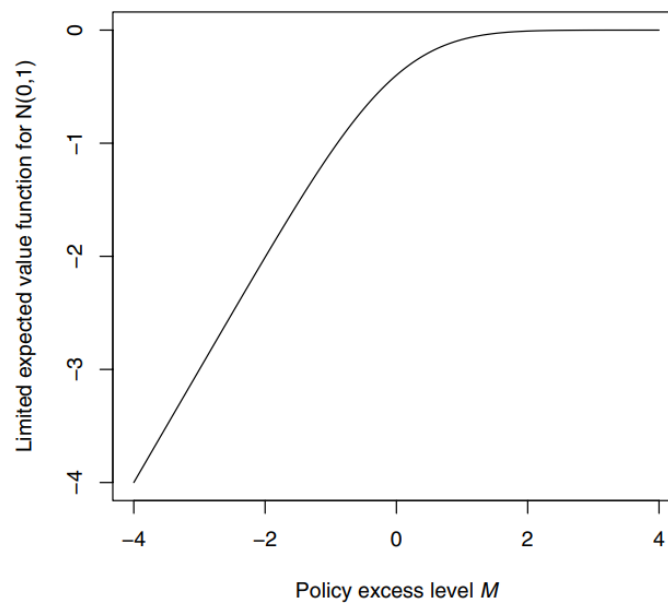


图 2: 标准正态分布的 LEV 函数

```
# 设定初值、方法、限制和最大迭代次数
result <- optim(-4, f,
method = "Brent",
lower = -6, upper = -4,
control= list(maxit = 1000))
# 得出最优的 M
M <- mu + sigma * result[["par"]]
M
```

```
## [1] 8580.025
```



### 5.3 给分标准与批改评价

本题大多数同学回答得还不错。本题分档次给分：能够写出  $M^*$  的表达式的，给 12 分；能计算的，给 16 分；可绘制 LEV 函数图像的，20 分（包括手绘图像）。

## 6 批改评述总结

本次作业共五题，各题分值总结如下：

表 7: 各题分值分布及班级卷面平均分

题号	分值	全班均分（不含迟交、漏交和严重抄袭）
3	15	13.24
5	25	13.40
15	20	15.00
21	20	15.70
23	20	12.41
总分	100	69.76

本次做得最差的题是第 5 题，同学们要好好复习 Panjer 递推，这是期末重点。