

复合二项风险模型中的 Z 变换 Z Transform in the Compound Binomial Risk Model

方世祖, 刘 果, 文厚明

FANG Shi-zu, LIU Guo, WENG Hou-ming

(广西大学数学与信息科学学院, 广西南宁 530004)

(College of Mathematics and Information Science, Guangxi University, Nanning, Guangxi, 530004, China)

摘要:讨论 z 变换在风险模型中的应用, 先求出复合二项风险模型中一类泛函 $\psi(u; w)$, 以及特殊情形下 $\psi(u)$ 和 $f(u, x)$ 的 Z 变换, 再得出 $\psi(0)$ 和 $f(0, x)$ 的表达式, 然后求出阶梯高度 L_i 的 Z 变换, 最后在复合二项风险模型索赔个体服从几何分布时, 得到其最终生存概率的具体表达式. 所得结果与已知结果是相同的.

关键词:复合二项风险模型 Z 变换 破产概率 终值定理

中图分类号: O211 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-9164(2011)01-0030-04

Abstract: This paper considers the application of z transform in the risk model. We firstly derive the Z transform of a type of function $\psi(u; w)$ in the compound binomial risk model. In the two special cases of $w(x)$, we get the Z transform of $\psi(u)$ and $f(u, x)$. Applying the value theorem of the Z transform, the explicit expression for $\psi(0)$ and $f(0, x)$ are obtained. Further we get the Z transform of the ladder height L_i . Finally we obtain the explicit expression of the ultimate survival probability where the individual claim amount distribution is geometric distribution.

Key words: compound binomial risk model, Z transform, ruin probability, value theorem

经典风险模型是指: 给定保险公司一定的初始资本, 允许它承保具有某种统计分布的风险, 并允许它根据风险的特点连续地(或者离散地)收取相应的保费. 所以按照收取保费的方式可以分为连续模型和离散模型. 对于连续模型有许多论文都用到拉普拉斯变换这一数学工具, 如文献[1, 2]. 而 Z 变换具有与拉普拉斯变换相类似的性质, 如初值定理、终值定理、卷积定理, 是一种有效用于离散时间系统的方法, 已经形成一套系统的理论. 但是在离散风险模型中大多数人仍然采用母函数这一工具进行研究. 本文采用 Z 变换求出文献[3]中的相关量, 其中涉及到终值定理, 复变函数论等知识. 从探讨过程看出, Z 变换在内容上比母函数更加丰富, 它是研究离散风险模型的有效工具. Z 变换结合计算软件, 如 MATLAB, 能很快反

演出相应的系数, 这也给计算带来了很大的方便.

1 复合二项经典风险模型

记保险公司在时刻 n 的盈余为 $U_n = u + n - S_n, n = 0, 1, \dots$, 其中 $u = U_0$ 表示为初始盈余仅取非负整数. 复合二项经典风险模型满足下列条件:

(1) 在任意一段单位时间区间 $(n-1, n]$ 中, 仅可能出现两种可能: 或有一次索赔发生, 或没有索赔发生. 这样可用 $\xi_n = 1$ 表示在该时间区间内有一次索赔发生; 以 $\xi_n = 0$ 表示在该时间区间内无索赔发生. 假定 $\{\xi_n; n \geq 1\}$ 为独立同分布的随机变量序列, 且满足

$$P(\xi_n = 1) = p, P(\xi_n = 0) = q = 1 - p, 0 < p < 1.$$

在上述假定下, $N(n) \triangleq \xi_1 + \dots + \xi_n$ (约定 $N(0) = 0$), $\forall n \geq 0$, 表示至时刻 n 为止所发生的索赔次数. 很容易得

$$P(N(n) = k) = C_n^k p^k q^{n-k}, 0 \leq k \leq n,$$

所以 $\{N(n); n \geq 0\}$ 是以 p 为参数的二项序列.

(2) 如果在单位时间区间 $(n-1, n]$ 内有索赔发生, 则以 X_n 表示保险公司的第 n 个索赔额. 当取定

收稿日期: 2010-07-20

修回日期: 2010-10-15

作者简介: 方世祖(1964-), 男, 副教授, 主要从事随机过程及其在风险理论中的应用.

一钱币单位后,我们总假定 X_n 是仅取正整数值的随机变量. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立同分布,都与 X 的分布相同. 记

$$p(n) = P(X=n), P(n) = \sum_{k=1}^n p(k), n \geq 1, \mu \triangleq$$

$E[X] < \infty$.

还约定 $p(0) = 0$. 而至时刻 n 为止保险公司所支付的索赔总额 $S_n \triangleq \xi_1 X_1 + \dots + \xi_n X_n$ (约定 $S_0 = 0$), $\forall n \geq 0$. 再进一步假定 $\{\xi_n, n \geq 1\}$ 与 $\{X_n, n \geq 1\}$ 独立. 则索赔总序列 $\{S_n, n \geq 0\}$ 便是复合二项序列.

(3) 每单位时间内收取一钱币单位,在收取保费时考虑保证保险公司正常运作,总假定 $E[S_1] = p\mu <$

1. 记 $\theta = \frac{1}{p\mu} - 1$ 为安全负荷.

我们令 $T \triangleq \inf\{n \geq 1; U_n \leq 0\}$, $\inf \emptyset = \infty$, 并称 T 为破产时刻. U_{T-1} 为保险公司在破产前一刻的盈余, $|U_T|$ 为破产时刻的赤字. 具体探讨的风险量的有关规律如下:

$$\psi(u; w) \triangleq E[w(U_{T-1}) \mathbf{I}_{\{T < \infty\}} | U_0 = u],$$

$$\phi(u) \triangleq P\{T < \infty | U_0 = u\},$$

$$f(u, x) \triangleq P\{T < \infty, U_{T-1} = x | U_0 = u\}.$$

在上述定义中, $\psi(u; w)$ 为一类泛函, $w(x)$ 为任一非负有界函数, \mathbf{I}_A 为示性函数, $\phi(u)$ 为在初始资本为 u 的条件下, 保险公司最终破产概率; $f(u, x)$ 为在初始资本为 u 的条件下, 保险公司在破产的前一刻的盈余为 x 的概率. 数列 $X(i), Y(i), Z$ 变换由下式定义:

$$\hat{X}(z) = Z[X(k)] = \sum_{k=0}^{\infty} X(k) z^{-k}.$$

该定义是文献[5]中的定义中时间间隔 $T=1$ 的特殊情形. 进一步记 $X(i)$ 与 $Y(i)$ 的卷积为 $X * Y(k) =$

$$\sum_{i=0}^k X(k-i)Y(i).$$

注1 为方便与文献[3]的结论比较,文中大部分记号与文献[3]保持一致.

注2 根据文献[5]的定义,关于 Z 变换的定义实际上称作单边 Z 变换. 文中在保证不引起混淆的情况下,简称为 Z 变换.

注3 对于索赔额 X , 称 $\hat{p}(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p(k) z^{-k}$, $z \geq 1$ 为关于随机变量 X 的 Z 变换. 这里 z 相当于哑变量, 如果令 $z = e^s$, 则 $\hat{p}(e^s) = E[e^{-sX}]$, 就为 X 的拉普拉斯变化, 如果令 $r = 1/z$, 则 $\hat{p}(1/r) = E[r^X]$ 为 X 的母函数.

引理1 $F(z) = 1 - zq - zp\hat{p}(z)$ 在 $z \geq 1$ 时只有 $z=1$ 一个零点.

证明 根据 Z 变换的定义, 可知 $\hat{p}(z) = E[Z^{-X}]$. 当 $z \geq 1$ 时,

$F'(z) = -q + pE[(X-1)Z^{-X}] \leq -1 + p\mu < 0$, 所以 $F(z)$ 在 $z \geq 1$ 中严格递减. 又因为 $F(1) = 1 - q - p = 0$, 所以当 $z > 1$, $F(z) < F(1) = 0$. 引理1成立.

方程 $zq + zp\hat{p}(z) = 1$ 称为复合二项风险模型的 Lundberg 基本方程.

2 相关结论

由文献[3]得

$$\psi(u; w) = q\psi(u+1; w) + p \sum_{k=1}^u \psi(u+1-k; w) \cdot p(k) + pw(u)[1-P(u)]. \quad (2.1)$$

为了计算方便, 先将(2.1)式化为

$$\psi(u; w) = p\psi_w * p(u+1) + pw(u)[1-P(u)] + q\psi(u+1; w) - \psi(0; w)p(u+1), \quad (2.2)$$

其中 $\psi_w * p(u+1) = \sum_{k=1}^{u+1} \psi(u+1-k; w)p(k)$. 在(2.2)

式两边同时取关于 u 取 Z 变换, 则

$$\hat{\psi}(z; w) = qz[\hat{\psi}(z; w)] + pz[\psi_w * p(u+1)] - p\psi(0; w)z[p(u+1)] + p \sum_{u=0}^{\infty} w(u)[1-P(u)]z^{-u} \hat{\psi}(z; w) = qz[\hat{\psi}(z; w) - \psi(0; w)] +$$

$$pz\psi_w * p(z) - pz\psi(0; w)\hat{p}(z) + p \sum_{u=0}^{\infty} w(u)[1-P(u)]z^{-u} = qz[\hat{\psi}(z; w) - \psi(0; w)] + pz\hat{\psi}(z; w) \cdot$$

$$\hat{p}(z) - pz\psi(0; w)\hat{p}(z) + p \sum_{u=0}^{\infty} w(u)[1-P(u)]z^{-u}.$$

上面推导运用了 Z 变换的一些基本性质, 其中 $z > 1$. 再由引理1, 上式可继续化简为

$$\hat{\psi}(z; w) = \frac{-qz\psi(0; w) + p \sum_{u=0}^{\infty} w(u)[1-P(u)]z^{-u}}{1 - zq - zp\hat{p}(z)} - \frac{pz\psi(0; w)\hat{p}(z)}{1 - zq - zp\hat{p}(z)}. \quad (2.3)$$

至此得出 $\psi(u; w)$ 的 Z 变换.

2.1 关于 $\psi(u)$ 的 Z 变换与 $\psi(0)$ 的表达式

在这一小节总令

$$w(x) = \begin{cases} 1, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

因为 $U_{T-1} \geq 0$ 恒成立, 所以 $\psi(u; w) = \psi(u)$. 再由(2.3)式可得

$$\hat{\psi}(z) = \frac{-qz\psi(0) - pz\psi(0)\hat{p}(z) + p \sum_{u=0}^{\infty} [1-P(u)]z^{-u}}{1 - zq - zp\hat{p}(z)}. \quad (2.4)$$

由(2.4)式知, 要利用 Z 反变换, 必须先确定 $\psi(0)$ 的表达式.

定理1 在复合二项风险模型中, $\psi(0) = p\mu$.

证明 因为 $F'(1) = -1 + p\mu \neq 0$, 由引理1, 知 $\hat{\psi}$

(z)在 $z \geq 1$ 中只有 $z=1$ 这个单极点. 又 $\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 0$ 所以利用 Z 变换的终值定理得

$$\lim_{z \rightarrow 1} [(1-z^{-1})\hat{\psi}(z)] = \lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 0. \quad (2.5)$$

将(2.4)式代入(2.5)式,利用洛毕塔法则得

$$\lim_{z \rightarrow 1} [(1-z^{-1})\hat{\psi}(z)] = \frac{-\psi(0) + p\mu}{-1 + p\mu} = 0,$$

即 $\psi(0) = p\mu$.

这与文献[3]的结论相同,再根据(2.4)式和定理1,就可以利用 Z 反变换来求相应的系数. 对于 Z 反变换,通常有直接除法、计算机程序法、部分分式展开法、反演积分法. 下面利用计算机程序法求解例1.

例1 在复合二项风险模型中,令 $q=0.75, p=1-q=0.25, X$ 的分布律 $p(k) (k=1, 2, 3)$ 分别为 $0.5, 0.25, 0.25$. 则利用(2.4)式和定理1得

$$\hat{\psi}(z) = \frac{-21z^3 + 12.5z^2 + 6.25z + 2.25}{-48z^3 + 56z^2 - 4z - 4}.$$

把文献[5]第二章中的 MATLAB 程序模版具体数据代入上式,可得表1.

表1 具体数据

Table 1 Specific data

u	$\psi(u)$	u	$\psi(u)$
0	0.4375	5	0.0064
1	0.2500	6	0.0025
2	0.1250	7	0.0009
3	0.0417
4	0.0174		

2.2 关于 $f(u, x)$ 的 Z 变换与 $f(0, x)$ 的表达式

在这一小节总令

$$w_x(t) = \begin{cases} 1, & t=x, \\ 0, & t \neq x. \end{cases}$$

则

$$\psi(u; w_x) = E[w_x(U_{T-1}) \mathbf{I}_{\{T < \infty\}} | U_0 = u] =$$

$$P(T < \infty, U_{T-1} = x | U_0 = u) = f(u, x).$$

由(2.3)式可得

$$\hat{f}(z, x) = \frac{-qzf(0, x) - pzf(0, x)\hat{p}(z) + p[1 - P(x)]z^{-x}}{1 - zq - zp\hat{p}(z)}. \quad (2.6)$$

同样要先确定 $f(0, x)$, 才能运用 Z 反变换.

定理2 在复合二项风险模型中, $f(0, x) = p[1 - P(x)]$.

证明 因为 $F'(1) = -1 + p\mu \neq 0$, 由引理1, 知 $\hat{f}(z, x)$ 在 $z \geq 1$ 中只有 $z=1$ 这个单极点. 又 $\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 0$, 所以利用 Z 变换的终值定理得 $\lim_{u \rightarrow \infty} f(u, x) = 0$, 即

$$\lim_{z \rightarrow 1} [(1-z^{-1})\hat{f}(z, x)] = \lim_{u \rightarrow \infty} f(u, x) = 0. \quad (2.7)$$

将(2.6)式代入(2.7)式,利用洛毕塔法则得

$$\lim_{z \rightarrow 1} [(1-z^{-1})\hat{f}(z, x)] = \frac{-f(0, x) + p[1 - P(x)]}{-1 + p\mu} = 0.$$

再由上式可得 $f(0, x) = p[1 - P(x)]$.

下面对文献[3]中例1用反演积分法来求 $f(u, x)$.

例2 设所有的索赔服从单点分布 $p(2) = 1$, 由定理2可得

$$f(0, x) = \begin{cases} p, & x=0 \text{ 或 } 1, \\ 0, & x \geq 2. \end{cases}$$

再由(2.6)式,分3种情形来讨论:

(1) 当 $u \geq 1, x \geq 2$ 时, $\hat{f}(z, x) = 0$. 所以在情形(1)中, $f(u, x) = 0$.

(2) 当 $u \geq 1, x = 0$ 时,

$$\hat{f}(z, x) = \frac{-qzp - z^{-1}p^2 + p}{1 - qz - pz^{-1}} = p.$$

所以在情形(2)中, $f(u, x) = 0$.

(3) 当 $u \geq 1, x = 1$ 时,

$$\hat{f}(z, x) = \frac{-qzp - z^{-1}p^2 + pz^{-1}}{1 - qz - pz^{-1}} = \frac{p(z+1)}{z - pq^{-1}}.$$

所以在情形(3)中,由反演积分法可得

$$f(u, x) = \text{Res}_{z=pq^{-1}} [\hat{f}(z, x)z^{u-1}] = \lim_{z \rightarrow pq^{-1}} \frac{p(z+1)z^{u-1}(z - pq^{-1})}{z - pq^{-1}} = \lim_{z \rightarrow pq^{-1}} p(z^u + z^{u-1}) = \left(\frac{p}{q}\right)^u.$$

上述结果与文献[3]中例1的结果是相同的.

2.3 阶梯高度 L_i 的 Z 变换

与连续型经典风险模型类似,在复合二项模型中,定义 $L = \max\{S_n - n; n \geq 0\}$ 为最大聚合损失,所以 $P\{L \leq u\} = 1 - \psi(u) = \delta(u)$. 而 L 是服从复合几何分布的,即 $L = L_1 + L_2 + \dots + L_N$, 其中 $\{L_i; i \geq 1\}$ 为独立同分布的随机序列. 称 L_i 为阶梯高度分布, N_i 服从几何分布,其中 $P\{N = k\} = (\psi(0))^k \delta(0), k = 0, 1, \dots$, 且随机序列 $\{L_i; i \geq 1\}$ 也与 N 相互独立. 所以由此特性可得

$$E[Z^{-L}] = \frac{\delta(0)}{1 - \psi(0)E[Z^{-L_i}]}. \quad (2.8)$$

为保证收敛性,都约定上述的哑变量 $z > 1$, 而由 $P\{L \leq u\} = \delta(u)$ 可得

$$E[Z^{-L}] = \sum_{k=0}^{\infty} z^{-k} (\delta(k) - \delta(k-1)) = (1 - z^{-1})\delta(z). \quad (2.9)$$

按第一次索赔时刻和第一次索赔大小来分,

$$\delta(u) = \sum_{i=1}^{\infty} q^{i-1} p \sum_{k=0}^{u+i-1} \delta(u+i-k) p(k).$$

令 $s=u+i$, 上式继续可化为

$$\delta(u) = \sum_{s=u+1}^{\infty} q^{s-u-1} p \sum_{k=0}^{s-1} \delta(s-k) p(k). \quad (2.10)$$

由(2.10)式可得

$$\begin{aligned} \delta(u+1) &= \sum_{s=u+2}^{\infty} q^{s-u-2} p \sum_{k=0}^{s-1} \delta(s-k) p(k) = \\ q^{-1} \sum_{s=u+2}^{\infty} q^{s-u-1} p \sum_{k=0}^{s-1} \delta(s-k) p(k) &= q^{-1} \delta(u) - \\ q^{-1} p \sum_{k=0}^u \delta(u+1-k) p(k) &= q^{-1} p \delta(0) p(u+1) - \\ q^{-1} p \delta * p(u+1) + q^{-1} \delta(u). \end{aligned} \quad (2.11)$$

也可以按第一个时间间隔里是否和第一次索赔大小来分, 也会得出类似于(2.11)式的差分方程. 再在(2.11)式中关于 u 取 Z 变化可得

$$\hat{\delta}(z) = \frac{qz\delta(0) + pz\delta(0)\hat{p}(z)}{qz + pz\hat{p}(z) - 1}. \quad (2.12)$$

关于 $\hat{\delta}(z)$ 也可利用 $\delta(u) = 1 - \psi(u)$ 和(2.4)式来求解. 为检验定理 1, 对(2.12)式中的 $\delta(0)$, 利用终值定理得 $\delta(0) = 1 - p\mu = 1 - \psi(0)$. 最后, 利用(2.8)式、(2.9)式和(2.12)式化简可得

$$E[Z^{-L_i}] = \frac{1 - \hat{p}(z)}{\mu(z-1)(q + p\hat{p}(z))}.$$

由于几何分布与指数分布都具有无记忆性, 在经典连续型模型中, 当个体索赔服从指数分布时, 能得一个关于最终生存概率的显示解. 在此也可以断言, 当复合二项模型中索赔个体服从几何分布时, 也会得到最终生存概率的一个显示解. 若记 $p(k) = \alpha^{k-1}(1-\alpha)$, $k=1, 2, \dots$, 那么 $\mu = 1/(1-\alpha)$, $\hat{p}(z) = (1-\alpha)/(z-\alpha)$, $\delta(0) = (q-\alpha)(1-\alpha)$. 注意 $\theta > 0$, 所以 $\alpha < q$,

代入(2.12)式可得

$$\hat{\delta}(z) = \frac{(q-\alpha)[qz^2 + (p-\alpha)z]}{q(1-\alpha)(z-\alpha/q)(z-1)}.$$

由于更一般的形式 $\hat{X}(z) = (az^2 + bz)/(z-x_1)(z-x_2)$, $x_1 \neq x_2$ 的反演已由文献[4]给出. 直接利用该例子的结论可得

$$\delta(u) = \frac{q-\alpha}{q(1-\alpha)} \frac{1-\alpha-p(\frac{\alpha}{q})^u}{1-\frac{\alpha}{q}} = 1 -$$

$$\frac{1}{1+\theta} \left(\frac{\alpha(1+\theta)}{\alpha+\theta} \right)^u,$$

其中 $u=0, 1, \dots$. 这个结果与经典连续模型的相应结果类似.

参考文献:

- [1] Dickson D C M. On a class of renewal risk process[J]. North American Actuarial Journal, 1998, 2(3): 60-73.
- [2] Dickson D C M, Hipp C. Ruin probabilities for Erlang (2) risk process[J]. Insurance: Mathematics and Economics, 1998(22): 251-256.
- [3] 成世学, 伍彪. 完全离散的经典风险模型[J]. 运筹学报, 1998(2): 43-54.
- [4] 王泽汉, 龙文庭. Z 变换与差分方程[M]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学出版社, 1985.
- [5] 尾形克彦. 离散时间控制系统[M]. 北京: 机械工业出版社, 2006.

(责任编辑: 尹 闯)

以色列科学家研发出放射性治疗癌症新方法

传统放射性治疗是目前治疗癌症的主要方法, 但是这种方法在杀死癌细胞的同时, 也会使健康细胞受损, 患者接受治疗后常常会产生恶心、头发脱落、疲惫等副作用. 最近以色列科学家研发出一种放射性治疗癌症新方法. 他们用一种特殊混合的纳米粒子和抗体来确定肿瘤的位置, 当纳米粒子到达肿瘤后, 直接附着在肿瘤上面; 此时, 通过外部磁场使其在特定部位发热即可以定向杀死癌细胞. 治疗结束后, 纳米粒子会随人体新陈代谢自然排出体外. 这种特殊混合的纳米粒子可局部注射或静脉注射, 使用安全、简便, 整个疗程约持续 6h, 患者可以在医院接受治疗, 也可在家中治疗和恢复. 从理论上讲, 新方法对治疗癌症是有效的, 只要能找到特定的生物标记和抗体, 即可以用于治疗各种癌症. 通过反馈程序, 医生还可以根据不同患者确定个性化治疗方案. 新方法比传统放射性疗法副作用小, 不会对周围健康组织造成损害, 如果临床试验取得成功, 有可能成为治疗癌症的主流方法之一.

(据科学网)