

文章编号:1000-5862(2020)05-0530-04

索赔次数服从泊松负二项分布的 风险模型的破产概率

牛银菊¹, 马崇武^{2*}

(1. 东莞理工学院计算机学院, 广东 东莞 523808; 2. 东莞理工学院生态环境与建筑工程学院, 广东 东莞 523808)

摘要:该文对带有退保及随机投资收益的风险模型进行研究, 其中索赔次数服从泊松负二项分布, 且退保次数是保费收取次数的一个 p -稀疏过程, 运用鞅论给出了索赔次数服从泊松负二项分布的风险模型的破产概率和在破产概率表达式中调节系数需要满足的方程.

关键词:泊松负二项分布; 风险模型; 破产概率; 鞅论

中图分类号: O 211.67 **文献标志码:** A **DOI:** 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2020.05.14

0 引言

风险理论是当前精算数学界研究的热门课题. 文献[1]介绍了带干扰的经典风险模型. 随着保险公司规模的不断扩大, 经营险种不断增加, 大量文献对保险公司的风险模型进行了推广, 并得出了很多有关破产概率的结果^[2-7]. 文献[8-13]研究一类2种险种且理赔次数服从Cox过程的模型, 得到破产概率满足推广的Lundberg不等式, 以及在特殊情况时破产概率的显示表达式. 文献[14]研究了在索赔次数服从负二项分布时的风险模型; 文献[15]考虑了退保因素的影响; 文献[16]引入了投资产生的随机回报为带漂移参数的布朗运动; 文献[17]提出了泊松负二项(PNB)分布. 由于在保险公司实际运行过程中, 保费收取过程与退保过程并不是独立的, 且资金投入会受到市场波动的影响, 本文在已有文献的基础上研究带常利率和通货膨胀率的多险种风险模型, 且索赔次数服从复合PNB分布, 退保次数为保费收取次数的一个 p -稀疏, 得出了破产概率的有关结果.

1 模型建立

考虑如下风险模型:

$$U(t) = (u_1 - u_2 - u_3)(1 + m - l) + u_2(1 + r_1 t) +$$

$$u_3(1 + r_2 t + aB(t)) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j(t)} X_i^{(j)} - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{M_j(t)} Y_i^{(j)} - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{R_j(t)} Z_i^{(j)},$$

其中 $u_1 > 0, u_2 > 0, u_3 > 0, r_1 > 0, r_2 > 0, a > 0$. 令

$$S(t) = u_2 r_1 t + u_3(r_2 t + aB(t)) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j(t)} X_i^{(j)} - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{M_j(t)} Y_i^{(j)} - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{R_j(t)} Z_i^{(j)},$$

则

$$U(t) = u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l) + S(t),$$

其中 $S(t)$ 为盈利过程, u_1 为初始资本, u_2 为稳定收益的投资资金, u_3 为风险投资(如股票)的资金, r_1 为 u_2 的收益率, $u_3(r_2 t + aB(t))$ 为 u_3 的投资收益, 这里 r_2 为漂移变量, a 为干扰影响因子, $B(t)$ 为标准布朗运动. $\{N_j(t), t \geq 0\}$ 为收取险种 j 保费的次数, 服从 Poisson 过程, $X_i^{(j)}$ 为第 i 次收取险种 j 的保费. $\{M_j(t), t \geq 0\}$ 为险种 j 的理赔次数, 服从 PNB 分布, 即 $M_j(t) \sim \text{PNB}(\lambda'_j, \rho_j)$, $Y_i^{(j)}$ 为险种 j 的第 i 次索赔额. 退保序列 $\{Z_i^{(j)}, i \geq 1, 1 \leq j \leq n\}$ 是一列独立同分布的非负随机变量, $R_j(t)$ 是 $N_j(t)$ 的一个 p -稀疏. $\{Y_i^{(j)}, i \geq 1, 1 \leq j \leq n\}$ 、 $\{X_i^{(j)}, i \geq 1, 1 \leq j \leq n\}$ 也为独立同分布的非负随机变量, 且与 $\{Z_i^{(j)}, i \geq 1, 1 \leq j \leq n\}$ 3 者相互独立. 令 $E(X^{(j)}) = \mu^{(j)}$, $E(Y^{(j)}) = \mu_1^{(j)}$, $E(Z^{(j)}) = \mu_2^{(j)}$, $E((X^{(j)})^2) = \mu'^{(j)}$, $E((Y^{(j)})^2) =$

收稿日期: 2018-10-27

基金项目: 广东省科技计划课题(2012B010100044)和东莞市高等院校科研机构科技计划(2012108102031)资助项目.

通信作者: 马崇武(1965-), 甘肃甘谷人, 教授, 博士, 主要从事数学及力学方法的应用研究. E-mail: machongwu@126.com

$\mu_1^{(j)} E((Z^{(j)})^2) = \mu_2^{(j)}$. 为保证保险公司稳定经营,假定: $E(S(t)) > 0$, 即

$$E(S(t)) = (u_2 r_1 + u_3 r_2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j \mu_1^{(j)} - \sum_{j=1}^n (\lambda_j' \mu_1^{(j)} \cdot (1 - \rho_j + r' \rho_j) / (1 - \rho_j) - \sum_{j=1}^n p \lambda_j \mu_2^{(j)}) t > 0. \quad (1)$$

令

$$\theta = \frac{u_2 r_1 + u_3 r_2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j \mu_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^n \left(\frac{\lambda_j' \mu_1^{(j)} (1 - \rho_j + r' \rho_j)}{1 - \rho_j} + p \lambda_j \mu_2^{(j)} \right)} - 1$$

为相对安全系数.

定义 1 破产时刻 T 定义为 $T = \inf\{t \geq 0 \mid U(t) < 0\}$; 最终破产概率 $\psi(u)$ 定义为 $\psi(u) = P\{T < \infty \mid U(0) = u\}$.

2 主要结果

引理 1 盈利过程 $\{S(t), t \geq 0\}$ 兼有独立增量和平稳增量的过程, 具有平稳独立增量性.

证 设 $d = u_2 r_1 + u_3 r_2$, $A(t) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j(t)} X_i^{(j)}$, $C(t) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{M_j(t)} Y_i^{(j)}$, $D(t) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{R_j(t)} Z_i^{(j)}$, 则有

$$S(t_i) - S(t_{i-1}) = d(t_i - t_{i-1}) + au_3(B(t_i) - B(t_{i-1})) + (A(t_i) - A(t_{i-1})) - (C(t_i) - C(t_{i-1})) - (D(t_i) - D(t_{i-1})).$$

由于标准布朗运动 $\{B(t), t \geq 0\}$ 、复合 Poisson 分布以及复合 PNB 过程均具有平稳独立增量性, 且他们之间相互独立, 则盈利过程 $\{S(t), t \geq 0\}$ 具有平稳独立增量性.

引理 2 存在函数 $g(r)$ 满足 $E(\exp(-rS(t))) = \exp(tg(r))$, 其中

$$g(r) = -rd + a^2 u_3^2 r^2 / 2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j (M_{X^{(j)}}(-r) - 1) + \sum_{j=1}^n \lambda_j p (M_{Z^{(j)}}(r) - 1) + \sum_{j=1}^n \lambda_j' ((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j M_{Y^{(j)}}(r)))^{r'} M_{Y^{(j)}}(r) - 1,$$

其中 $M_{X^{(j)}}(r) = E(\exp(rX^{(j)}))$, $M_{Y^{(j)}}(r) = E(\exp(rY^{(j)}))$ 和 $M_{Z^{(j)}}(r) = E(\exp(rZ^{(j)}))$ 分别为保费收取额、索赔额和退保额的矩母函数.

证 $E(\exp(-rS(t))) = E(\exp(-r(u_2 r_1 t + u_3(r_2 t + aB(t)) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j(t)} X_i^{(j)} - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{M_j(t)} Y_i^{(j)} -$

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{R_j(t)} Z_i^{(j)})) = E(\exp(-r(u_2 r_1 t + u_3 r_2 t))) \cdot \\ & E(\exp(-rau_3 B(t))) E(\exp(-r \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j(t)} X_i^{(j)})) \cdot \\ & E(\exp(r \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{M_j(t)} Y_i^{(j)})) E(\exp(r \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{R_j(t)} Z_i^{(j)})) = \exp(-rdt) \cdot \\ & \exp(a^2 u_3^2 r^2 / 2) \exp(\sum_{j=1}^n \lambda_j t (M_{X^{(j)}}(-r) - 1)) \cdot \\ & \exp(\sum_{j=1}^n \lambda_j p t (M_{Z^{(j)}}(r) - 1)) \exp(\sum_{j=1}^n \lambda_j' t (((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j M_{Y^{(j)}}(r)))^{r'} M_{Y^{(j)}}(r) - 1)) = \exp(t(-rd + \\ & a^2 u_3^2 r^2 / 2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j (M_{X^{(j)}}(-r) - 1) + \sum_{j=1}^n \lambda_j p (M_{Z^{(j)}}(r) - 1) + \sum_{j=1}^n \lambda_j' (((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j M_{Y^{(j)}}(r)))^{r'} M_{Y^{(j)}}(r) - 1))) = \exp(tg(r)). \end{aligned}$$

引理 3 方程 $g(r) = 0$ 在 $r > 0$ 内存在唯一正根 R , 称 R 为调节系数.

证 $g'(r) = -d + a^2 u_3^2 r - \sum_{j=1}^n \lambda_j E(-X^{(j)} \cdot \exp(-rX^{(j)})) + \sum_{j=1}^n \lambda_j p E(Z^{(j)} \exp(rZ^{(j)})) + \sum_{j=1}^n \lambda_j' (r'((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'-1} (\rho_j (1 - \rho_j) E(Y^{(j)} \cdot \exp(rY^{(j)}))) E(\exp(rY^{(j)})) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^2 + ((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'} E(Y^{(j)} \exp(rY^{(j)})))$,

$$g'(0) = -d + \sum_{j=1}^n (-\lambda_j \mu_1^{(j)}) + \sum_{j=1}^n \lambda_j p \mu_2^{(j)} + \sum_{j=1}^n \lambda_j' (r' \rho_j \mu_1^{(j)} / (1 - \rho_j) + \mu_1^{(j)}).$$

由(1)式得 $g'(0) < 0$.

$$\begin{aligned} g''(r) = & a^2 u_3^2 + \sum_{j=1}^n (\lambda_j E((X^{(j)})^2 \exp(-rX^{(j)})) + \lambda_j p E((Z^{(j)})^2 \exp(rZ^{(j)})) + \lambda_j' (r'(r' - 1)((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'-2} \rho_j^2 (1 - \rho_j)^2 E(\exp(rY^{(j)})) \cdot \\ & (E(Y^{(j)} \exp(rY^{(j)})))^2 / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^4 + r'((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'-1} (\rho_j (1 - \rho_j) (E(Y^{(j)} \exp(rY^{(j)})))^2 + \rho_j (1 - \rho_j) E(\exp(rY^{(j)})) \cdot \\ & E((Y^{(j)})^2 \exp(rY^{(j)}))) (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^2 / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^4 + 2\rho_j^2 (1 - \rho_j) E(\exp(rY^{(j)})) \cdot \\ & (E(Y^{(j)} \exp(rY^{(j)})))^2 (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^4 + r'((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'-1} \cdot \\ & \rho_j (1 - \rho_j) (E(Y^{(j)} \exp(rY^{(j)})))^2 / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)})))^2 + ((1 - \rho_j) / (1 - \rho_j E(\exp(rY^{(j)}))))^{r'} E((Y^{(j)})^2 \cdot \exp(rY^{(j)}))) \cdot \end{aligned}$$

$$g''(0) = a^2 u_3^2 + \sum_{j=1}^n (\lambda_j E((X^{(j)})^2) + \lambda_j p E \cdot$$

$$((Z^{(j)})^2) + \lambda'_j(r'(r' - 1)\rho_j(\mu_1^{(j)})^2/(1 - \rho_j)^2 + r'(\rho_j(1 - \rho_j)(\mu_1^{(j)})^2 + \rho_j(1 - \rho_j)E((Y^{(j)})^2) + 2\rho_j^2(\mu_1^{(j)})^2)/(1 - \rho_j)^2 + r'\rho_j(\mu_1^{(j)})^2/(1 - \rho_j) + E((Y^{(j)})^2))) > 0,$$

则 $g(r)$ 为 $(0, \infty)$ 上的下凸函数, 方程 $g(r) = 0$ 至多有 2 个解, 而当 $r = 0$ 时, $g(0) = 0$. 从而在 $r > 0$ 内有唯一的极小值点, 因此, 当 $r > 0$ 时, 方程 $g(r) = 0$ 存在唯一的正根 R .

定义 2 在盈利过程 $\{S(t), t \geq 0\}$ 中, 定义 $F_t^s = \sigma\{S(v), v \leq t\}$ 为事件流.

引理 4 设 $W(t) = \exp(-R(U(t)))$, 则 $\{W(t), F_t^s, t \geq 0\}$ 为鞅, R 为调节系数.

证 $W(t)$ 为鞅的充分条件是 $E(\exp(-R(U(t)))) = \exp(-R((u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l))))$. 由于

$$E(\exp(-R(U(t)))) = E(\exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l) + S(t)))) = E(\exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l))))E(\exp(-RS(t))) = E(\exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l)))) \cdot E(\exp(tg(R))) = \exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l))),$$

则 $\{W(t), F_t^s, t \geq 0\}$ 为鞅.

定理 1 对于索赔额服从 PNB 分布的风险模型, 其最终破产概率满足

$$\psi(u) = \exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l)))/E(\exp(-RU(T)) | T < \infty).$$

证 $\forall t > 0, R > 0$, 由全期望公式知,

$$E(\exp(-RU(t))) = E(\exp(-RU(t)) | T \leq t)P(T \leq t) + E(\exp(-RU(t)) | T > t)P(T > t).$$

(i) 由于

$$E(\exp(-RU(t))) = E(\exp(-R(U(T) - S(T) + S(t)))) = E(\exp(-RU(T)))E(\exp(RS(T))) \cdot E(\exp(-RS(t))) = E(\exp(-RU(T)))\exp(Tg(R)) \cdot \exp(tg(R)) = E(\exp(-RU(T))),$$

$$\text{则有 } E(\exp(-RU(t)) | T \leq t)P(T \leq t) = E(\exp(-RU(T)) | T \leq t)P(T \leq t).$$

(ii) 易知:

$$E(U(t)) = \mu(t) = u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l) + (u_2r_1 + u_3r_2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j \mu^{(j)} - \sum_{j=1}^n \lambda'_j \mu_1^{(j)}(1 - \rho_j + r'\rho_j)/(1 - \rho_j) - \sum_{j=1}^n p\lambda_j \mu_2^{(j)})t = u + \alpha t,$$

其中 $u = u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l), \alpha = u_2r_1 + u_3r_2 +$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \mu^{(j)} - \sum_{j=1}^n \lambda'_j \mu_1^{(j)}(1 - \rho_j + r'\rho_j)/(1 - \rho_j) - \sum_{j=1}^n p\lambda_j \mu_2^{(j)}.$$

$$\text{Var}(U(t)) = \sigma(t) = (a^2u_3^2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j \mu'^{(j)} + \sum_{j=1}^n p\lambda_j \mu'^{(j)}_2 + \sum_{j=1}^n (r'\rho_j((r' - 1)\rho_j + 2)(\mu_1^{(j)})^2 + ((1 - r')\rho_j^2 + (r' - 2)\rho_j + 1)\mu_1'^{(j)})\lambda'_j/(1 - \rho_j)^2)t = \beta^2 t,$$

$$\text{这里 } \beta^2 = a^2u_3^2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j \mu'^{(j)} + \sum_{j=1}^n p\lambda_j \mu'^{(j)}_2 +$$

$$\sum_{j=1}^n (r'\rho_j((r' - 1)\rho_j + 2)(\mu_1^{(j)})^2 + ((1 - r')\rho_j^2 + (r' - 2)\rho_j + 1)\mu_1'^{(j)})\lambda'_j/(1 - \rho_j)^2, E(\exp(-RU(t)) | T > t)P(T > t) = E(\exp(-RU(t)), 0 \leq U(t) \leq u_0(t) | T > t)P\{T > t, 0 \leq U(t) \leq u_0(t)\} + E(\exp(-RU(t)), U(t) > u_0(t) | T > t)P\{T > t, U(t) > u_0(t)\} \leq P\{U(t) \leq u_0(t)\} + E(\exp(-Ru_0(t))).$$

当 $u_0(t) \rightarrow +\infty$ 时, $E(\exp(-Ru_0(t))) \rightarrow 0$. 对于 $P\{U(t) \leq u_0(t)\}$, 由切比雪夫不等式得

$$P\{U(t) \leq u_0(t)\} = P\{(U(t) - \mu(t))/\sqrt{\sigma(t)} \leq (u_0(t) - \mu(t))/\sqrt{\sigma(t)}\} = P\{(\mu(t) - U(t))/\sqrt{\sigma(t)} \geq (\mu(t) - u_0(t))/\sqrt{\sigma(t)}\} \leq P\{|(\mu(t) - U(t))/\sqrt{\sigma(t)}| \geq (\mu(t) - u_0(t))/\sqrt{\sigma(t)}\} \leq (E(U(t) - \mu(t))/\sqrt{\sigma(t)})^2/((u_0(t) - \mu(t))/\sqrt{\sigma(t)})^2.$$

若存在函数 $u_0(t)$, 使得当 $t \rightarrow +\infty$ 时, $(u_0(t) - \mu(t))/\sqrt{\sigma(t)} \rightarrow +\infty$, 则 $P\{U(t) \leq u_0(t)\} \rightarrow +\infty$. 若令 $u_0(t) = u + \alpha t - \beta t^{3/4}$, 则当 $t \rightarrow +\infty$ 时,

$$P\{U(t) \leq u_0(t)\} = P\{U(t) \leq u + \alpha t - \beta t^{3/4}\} \leq \beta t^{3/4}/(\beta t^{1/2}) = t^{-1/4} \rightarrow 0.$$

从而当 $t \rightarrow \infty$ 时,

$$E(\exp(-RU(t)) | T > t)P(T > t) \rightarrow 0.$$

因此 $E(\exp(-RU(t))) = E(\exp(-RU(T)) | T \leq \infty)P(T \leq \infty), t \rightarrow \infty$. 而

$$E(\exp(-RU(t))) = \exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l))),$$

故 $\psi(u) = P(T < \infty) = \exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l)))/E(\exp(-RU(T)) | T < \infty)$.

定理 2 对于索赔次数服从 PNB 分布的风险模型, 其最终破产概率满足不等式

$$\psi(u) \leq \exp(-R(u_1 + (u_1 - u_2 - u_3)(m - l))).$$

推论1 在索赔次数服从PNB分布的风险模型中,若 $X^{(j)}$ 、 $Y^{(j)}$ 、 $Z^{(j)}$ 分别服从参数为 γ_j 、 γ'_j 、 γ''_j 的指数分布,则 $M_{X^{(j)}}(r) = \gamma_j/(\gamma_j - r)$, $M_{Y^{(j)}}(r) = \gamma'_j/(\gamma'_j - r)$, $M_{Z^{(j)}}(r) = \gamma''_j/(\gamma''_j - r)$,其中 R 为方程

$$-rd + a^2 u_3^2 r^2 / 2 + \sum_{j=1}^n (-\lambda_j r / (\gamma_j + r)) + \sum_{j=1}^n (\lambda_j p r_j / (\gamma''_j - r)) + \sum_{j=1}^n \lambda'_j ((1 - \rho_j)(\gamma'_j - r) / (\gamma'_j(1 - \rho_j) - r))^{r'} \gamma'_j / (\gamma'_j - r) - 1 = 0$$

的正根.

3 结束语

本文对索赔次数服从PNB分布的多险种风险模型进行了研究,得出其破产概率所满足的表达式,并得出当保费额、索赔额及退保额服从指数分布时调节系数需要满足的方程.

4 参考文献

- [1] Dufresne F, Gerber H U. Risk theory for the compound Poisson process that is perturbed by diffusion [J]. Insurance: Mathematics and Economics, 1991, 10(1): 51-59.
- [2] 吴传菊, 王晓光, 何晓霞, 等. 稀疏过程下相依两险种 Poisson 风险模型 [J]. 统计与决策, 2014, 30(2): 22-25.
- [3] 牛银菊, 邓丽, 马崇武. 常利率下带投资的多险种风险模型的破产概率 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版, 2015, 39(3): 286-289.
- [4] 牛银菊, 邓丽, 马崇武. 相依干扰的 2 险种风险模型 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版, 2018, 42(2): 194-197.
- [5] 负小青. 带干扰的泊松风险模型的破产概率及推广 [J]. 统计与决策, 2013, 29(1): 18-21.
- [6] 于文广. 干扰条件下一个破产模型的改进 [J]. 江南大学学报: 自然科学版, 2008, 7(1): 118-121.
- [7] 王丙参, 魏艳华, 戴宁. 停止损失再保险与风险模型的有限时间破产概率 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版, 2013, 37(2): 206-209.
- [8] 牛银菊, 罗永丽, 夏亚峰. 带投资组合和超额赔款的再保险双 Cox 风险模型 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版, 2014, 38(5): 539-542.
- [9] 曾霭林, 林祥, 张汉君. 双险种的 Cox 风险模型 [J]. 数学理论与应用, 2003, 23(1): 107-112.
- [10] 何树红, 徐兴富. 双 Cox 风险模型 [J]. 云南大学学报: 自然科学版, 2004, 26(4): 275-278.
- [11] 何莉娜, 刘再明. 一类 Cox 风险模型破产概率的研究 [J]. 广西民族学院学报: 自然科学版, 2006, 12(2): 80-82.
- [12] 杨圣举, 李学堃, 李文玲. 双 Cox 风险模型中破产概率的上界 [J]. 南开大学学报: 自然科学版, 2009, 42(1): 34-39, 43.
- [13] 洪圣光, 赵秀青. 再保险的 Cox 风险模型 [J]. 长春工程学院学报: 自然科学版, 2008, 9(2): 86-88.
- [14] 王芃芃, 王燕婷, 江一鸣. 索赔次数服从负二项分布的破产概率(英文) [J]. 南开大学学报: 自然科学版, 2013, 46(4): 76-80.
- [15] 王永茂, 高阳, 李杰. 退保因素影响下多险种风险模型的破产概率 [J]. 扬州大学学报: 自然科学版, 2012, 15(3): 20-22, 26.
- [16] 夏亚峰, 罗永丽. 带投资组合的风险模型 [J]. 甘肃科学学报, 2011, 23(1): 53-56.
- [17] 王雪慧. 索赔次数为复合 PNB 过程的风险模型下的破产概率 [D]. 长春: 吉林大学, 2009.

The Ruin Probability of the Risk Model with Claim Numbers in Poisson Negative Binomial Distribution

NIU Yinju¹, MA Chongwu^{2*}

(1. Computer College, Dongguan University of Technology, Dongguan Guangdong 523808, China;

2. School of Environment and Civil Engineering, Dongguan University of Technology, Dongguan Guangdong 523808, China)

Abstract: In this paper, the ruin probability of the risk model with refunding and stochastic return on investment is studied, where the claim numbers are Poisson negative binomial (PNB) distribution and the refunding numbers as the p -thinning process of the charge of premium. The Ruin Probability of the Risk Model with Claim Numbers in PNB distribution is given by using martingale theory. The equation of calculating the adjustment in the ruin probability expression is also given.

Key words: Poisson negative binomial (PNB) distribution; risk model; ruin probability; martingale theory

(责任编辑: 曾剑锋)