第 38 卷 第 5 期
2014 年 9 月

江西师范大学学报(自然科学版)
Journal of Jiangxi Normal University(Natural Science)

Vol. 38 No. 5
Sep. 2014

文章编号:1000-5862(2014)05-0539-04

带投资组合和超额赔款的再保险双 Cox 风险模型

牛银菊[1],罗永丽[2],夏亚峰[2]

(1. 东莞理工学院计算机学院,广东 东莞 523808;
2. 兰州理工大学理学院,甘肃 兰州 730050)

摘要:对于保单到达过程与索赔过程均为 Cox 过程的情况,考虑到保险公司为了规避风险进行投资组合和再保险,将经典风险模型推广,建立了一类再保险双 Cox 风险模型,运用鞅论方法得到了此模型 Lundberg 指数上界和破产概率的上界,并给出了最终破产概率的解析表达式.

关键词:风险模型;Cox 过程;Lundberg 指数;鞅;破产概率

中图分类号:O 211.67　　**文献标志码**:A

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,文献[2-4]基于干扰条件对保费和索赔到达过程进行了推广.文献[5]利用效用理论讨论了确定停止损失再保险的数学模型,给出了最优自留额存在且唯一的充要条件.文献[6]利用线性规划证明了停止损失再保险的最优性,用鞅方法得到了破产概率的解析表达式及上界.关于 Cox 风险模型,J. Grandell[7]对此有深入地研究,得到了其破产概率的 Lundberg 不等式以及其他一些结论.文献[8-11]较为详细地研究了双险种且理赔次数服从 Cox 过程的风险模型,得到破产概率在特殊情况下的数学表达式.文献[12-14]建立了再保险的 Cox 风险模型,文献[15-16]建立了带干扰项的双 Cox 风险模型,得到了其破产概率明确的表达式及 Lundberg 不等式.在实际运营中,保险公司由于保险规模的不断扩大,保险的组织形式也需要建立多元化的模式,同时由于受通货膨胀、投资回报、自然灾害等因素的影响,保险公司有可能面临破产.为了规避破产的风险,保险公司通过签订分保合同,将其所承担的风险转给再保险公司.再保险是一种分散保险公司风险的有效方法,而破产概率又是度量风险的重要指标.为得到更符合保险公司实际情况的风险模型,本文建立带投资组合和超额赔款的再保险双 Cox 风险模型,得到了其 Lundberg 指数上界和破产概率的上界,并给出了最终破产概率的表达式.

1 模型的建立

给定概率空间(Ω,F,P).

定义 1 随机过程$\{\Lambda(t),t\geqslant 0\}$以概率 1 满足:

1) $\Lambda(0)=0$;

2) $\forall t<+\infty,\Lambda(t)<+\infty$;

3) 其样本轨道是关于时间t的连续函数且单调不减,以及当$t\to+\infty$时,$\Lambda(t)\to+\infty$,P-a. s.,则称$\Lambda(t)$为一个扩散的随机测度.

定义 2 假设$\Lambda(t)$是扩散的随机测度,$\{\widetilde{N}(t),t\geqslant 0\}$为标准 Poisson 过程,并且$\Lambda(t)$与$\widetilde{N}(t)$相互独立,则点过程$N(t)=\widetilde{N}\cdot\Lambda(t)=\overline{N}(\Lambda(t))$称为 Cox 过程,其中$\Lambda(t)$为累积强度过程.

定义 3 设$\Lambda(t)$是扩散的随机测度,$\{N(t),t\geqslant 0\}$是累积强度为$\Lambda(t)$的 Cox 过程,$\{Z_k,k\geqslant 1\}$是同分布的非负随机序列且相互独立,其均值为μ,分布函数为$F(\cdot)$,且假定它们是相互独立的,再保险公司向分出保险的保险公司的第k次赔付额为

$$h(z_k)=\begin{cases}0, & z_k\leqslant m,\\ z_k-m, & z_k>m,\end{cases}$$

其中,m表示分出保险的保险公司自留赔付额的最大上限,z_k表示所支付的第k次赔付额($k=1,2,3,$

收稿日期:2014-03-20
基金项目:广东省科技计划(2012B010100044)和东莞市高等院校科技计划(2012108102031)资助项目.
作者简介:牛银菊(1965-),女,甘肃甘谷人,副教授,主要从事数学方法及计算机技术的应用研究.

…）.

在引入本文的模型之前，还需要作如下假设：

（i）在时期 $[0,t]$ 内收到的保费次数 $\{N_1(t),t\geqslant 0\}$ 是强度为 $\{\Lambda_1(t),t\geqslant 0\}$ 的 Cox 过程，每次收到的保费 $\{X_k,k\geqslant 1\}$ 是独立同分布的随机变量，且与 $\{N_1(t),t\geqslant 0\}$ 相互独立；

（ii）再保险公司所承担的险种在时期 $[0,t]$ 内的理赔次数 $\{N_2(t),t\geqslant 0\}$ 是强度为 $\{\Lambda_2(t),t\geqslant 0\}$ 的 Cox 过程，每次的理赔额 $\{Y_k,k\geqslant 0\}$ 是相互独立的随机变量，且与 $\{N_2(t),t\geqslant 0\}$ 相互独立；

（iii）再保险公司向分出保险的保险公司的理赔次数 $\{N_3(t),t\geqslant 0\}$ 是强度为 $\{\Lambda_3(t),t\geqslant 0\}$ 的 Cox 过程，每次的理赔额 $\{z_k,k\geqslant 0\}$ 相互独立的随机变量，且与 $\{N_3(t),t\geqslant 0\}$ 相互独立；

（iv）$\{N_1(t),t\geqslant 0\}$，$\{X_k,k\geqslant 1\}$；$\{N_2(t),t\geqslant 0\}$，$\{Y_k,k\geqslant 0\}$；$\{N_3(t),t\geqslant 0\}$，$\{z_k-h(z_k),k\geqslant 0\}$ 分别相互独立；

（v）假设投资组合收益率满足 $aW(t)+rt$，其中 a 为干扰因子，$W(t)$ 为标准的布朗运动，r 为漂移参数.

在上述假设下，考虑超额赔款再保险，建立带投资组合的再保险双 Cox 风险模型为

$$U(t)=u_1+u_2(1+r_1t)+u_3(1+r_2t+aW(t))+\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k-\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k-\sum_{k=1}^{N_3(t)}(z_k-h(z_k))-(1+\xi)\cdot E[h(z)]\Lambda_3(t),\tag{1}$$

其中，u_1 表示保险公司的初始资金，u_2 表示用于投资的项目资金，r_1 表示 u_2 的投资组合收益率（不包括投资管理成本和税收），u_3 表示投资风险较大且收益不确定的项目资金，$E[h(z)]$ 表示再保险公司所承担赔付额的均值，ξ 表示再保险公司受理再保险的相对安全系数，$U(t)$ 表示 t 时刻保险公司的盈余，$u_1>0$，$u_2>0$，$u_3>0$，$r_1>0$，$r_2>0$，$a>0$.

令 $u=u_1+u_2+u_3$，$b=r_1u_2+r_2u_3$，

$$S(t)=bt+\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k-\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k-\sum_{k=1}^{N_3(t)}(z_k-h(z_k))-(1+\xi)E[h(z)]\Lambda_3(t)+au_3W(t),$$

则 $U(t)=u+S(t)$.

令 $\psi(u)=p(u+S(t)<0,\exists t\geqslant 0)$，$\varphi(u)=1-\psi(u)$，$T_u=\inf\{t\geqslant 0,u+S(t)<0\}$，则称 T_u 为破产时刻，$\psi(u)$ 为保险公司的破产概率.

2 破产概率的上界

定义 4 对于过程 $\{X(t),t\geqslant 0\}$，称过滤 $F_t^X=\sigma(X(s),0\leqslant s\leqslant t)$ 为 $X(t)$ 生成的 σ-代数.

引理 1[7] 如果 $\Lambda(t)$ 是随机测度，且假设 $E[\Lambda(t)]<\infty$，$F_\infty^\Lambda=\sigma(\Lambda(t),t\geqslant 0)$，则 $N(t)$ 是相应的 Cox 过程，当且仅当满足下列条件：

（i）$N(t)$ 对 F_∞^Λ 有条件独立增量；

（ii）$N(t)-N(s)$ 对 F_∞^Λ 服从均值为 $\Lambda(t)-\Lambda(s)$ 的条件 Poisson 分布，即 $\forall s(0\leqslant s\leqslant t)$ 和非负整数 k，依概率有

$$p(N(t)-N(s)=k\mid F_\infty^\Lambda)=\exp\{-[\Lambda(t)-\Lambda(s)]\}\frac{[\Lambda(t)-\Lambda(s)]^k}{k!}.$$

定理 1 令 $M_u(t)=\exp[-r(u+S(t))]/E^{F_\infty^\Lambda}[\exp(-rS(t))]$，则 $M_u(t)$ 是 F_t 鞅.

证 令 $F_\infty^{\Lambda_1}=\sigma(\Lambda_1(t),t\geqslant 0)$，$F_\infty^{\Lambda_2}=\sigma(\Lambda_2(t),t\geqslant 0)$，$F_\infty^{\Lambda_3}=\sigma(\Lambda_3(t),t\geqslant 0)$，$F_\infty^{N_1}=\sigma(N_1(s),s\leqslant t)$，$F_\infty^{N_2}=\sigma(N_2(s),s\leqslant t)$，$F_\infty^{N_3}=\sigma(N_3(s),s\leqslant t)$，$F_\infty^\Lambda=F_\infty^{\Lambda_1}\vee F_\infty^{\Lambda_2}\vee F_\infty^{\Lambda_3}$，$F_t^N=F_t^{N_1}\vee F_t^{N_2}\vee F_t^{N_3}$，$F_t^W=\sigma(W(s),s\leqslant t)$，$F_t=F_\infty^\Lambda\vee F_t^N\vee F_t^W$. $g_1(r)=\int_0^\infty \mathrm{e}^{-rx}\mathrm{d}F(x)-1$，$g_2(r)=\int_0^\infty \mathrm{e}^{ry}\mathrm{d}G(y)-1$，$g_3(r)=\int_0^\infty \mathrm{e}^{r(z-h(z))}\mathrm{d}G_1(z)-1$，其中 $F(x)$，$G(x)$，$G_1(x)$ 分别是随机变量 X，Y，Z 的分布函数.

由引理 1 和重期望公式有

$$E^{F_\infty^{\Lambda_1}}\left[\exp\left(-r\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k\right)\right]=\sum_{k=0}^\infty\frac{[\Lambda_1(t)]^k}{k!}\mathrm{e}^{-\Lambda_1(t)}\cdot(g_1(r)+1)^k=\mathrm{e}^{-\Lambda_1(t)}\mathrm{e}^{\Lambda_1(t)(g_1(r)+1)}=\mathrm{e}^{\Lambda_1(t)g_1(r)},$$

$$E^{F_\infty^{\Lambda_2}}\left[\exp\left(r\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k\right)\right]=\sum_{k=0}^\infty\frac{[\Lambda_2(t)]^k}{k!}\mathrm{e}^{-\Lambda_2(t)}\cdot(g_2(r)+1)^k=\mathrm{e}^{-\Lambda_2(t)}\mathrm{e}^{\Lambda_2(t)(g_2(r)+1)}=\mathrm{e}^{\Lambda_2(t)g_2(r)},$$

$$E^{F_\infty^{\Lambda_3}}\left[\exp\left(r\sum_{k=1}^{N_3(t)}(Z_k-h(Z_k))\right)\right]=\sum_{k=0}^\infty\frac{[\Lambda_3(t)]^k}{k!}\cdot\mathrm{e}^{-\Lambda_3(t)}(g_3(r)+1)^k=\mathrm{e}^{-\Lambda_3(t)}\mathrm{e}^{\Lambda_3(t)(g_3(r)+1)}=\mathrm{e}^{\Lambda_3(t)g_3(r)}.$$

因此有

$$E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}[\exp(-rS(t))]=E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}\exp\left\{-r\left[bt+\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k-\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k-\sum_{k=1}^{N_3(t)}(Z_k-h(Z_k))-(1+\xi)E(h(Z))\Lambda_3(t)+au_3W(t)\right]\right\}=E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}[\exp(-rbt)]E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}\left[\exp\left(-r\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k\right)\right]\cdot$$

$$E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}\left[\exp\left(r\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k\right)\right]E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}\left[\exp\left(r\sum_{k=1}^{N_3(t)}(Z_k-h(Z_k))\right)\right]\cdot$$

$$E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}[\exp[r(1+\xi)E(h(Z))\Lambda_3(t))]]\cdot$$

$$E^{F_{\infty 3}^{\Lambda}}[\exp[-rau_3W(t)]]=\exp\{-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+$$

$$\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_3(r)+r(1+\xi)E(h(Z))\cdot\Lambda_3(t)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t\}=\exp\{-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t\},\tag{2}$$

其中 $g_4(r)=g_3(r)+r(1+\xi)E(h(Z))$，$E(h(Z))=\mu-\int_0^m(1-G_1(x))\mathrm{d}x$，$\mu$ 是再保险部分分布函数 $G_1(x)$ 的均值.

另一方面，有

$$E^{F_s}[\exp(-r(S(t))-S(s))]=E^{F_s}\{\exp[-r\cdot(b(t-s)+(\sum_{k=1}^{N_1(t)}X_k-\sum_{k=1}^{N_1(s)}X_k)-(\sum_{k=1}^{N_2(t)}Y_k-\sum_{k=1}^{N_2(s)}Y_k)-(\sum_{k=1}^{N_3(t)}(z_k-h(z_k))-\sum_{k=1}^{N_3(s)}(z_k-h(z_k)))-r(1+\xi)E(h(Z))(\Lambda_3(t)-\Lambda_3(s))+au_3(W(t)-W(s)))]\}=\exp\{-rb(t-s)+[\Lambda_1(t)-\Lambda_1(s)]g_1(r)+[\Lambda_2(t)-\Lambda_2(s)]g_2(r)+[\Lambda_3(t)-\Lambda_3(s)]g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2(t-s)\},\tag{3}$$

因此，由(2)和(3)式有

$$E^{F_s}[M_u(t)]=E^{F_s}\{\exp[-r(u+S(t))]/\exp[-rbt+g_1(t)\Lambda_1(t)+g_2(t)\Lambda_2(t)+g_4(t)\Lambda_3(t)+1/2a^2u_3{}^2r^2t]\}\cdot E^{F_s}\{\exp[-r(S(t)-S(s))]/[\exp(-rb(t-s)+g_1(t)[\Lambda_1(t)-\Lambda_1(s)]+g_2(t)[\Lambda_2(t)-\Lambda_2(s)]+g_4(t)[\Lambda_3(t)-\Lambda_3(s)]+\frac{1}{2}a^2u_3{}^2r^2(t-s))]\}=M_u(s).$$

所以 $M_u(t)$ 是 F_t 鞅.

定理2　对于模型(1)，$\forall r>0$，破产概率 $\psi(u)\leqslant e^{-ru}\cdot G(r)$，其中

$$G(r)=E\left[\sup_{t\geqslant0}\exp(-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t)\right].\tag{4}$$

证　设 T_u 是破产时刻，T_u 是停时，设 $t_0(<\infty)$ 为常数，则易知 $t_0\wedge T_u(\geqslant0)$ 是有界停时. 由鞅的可选停时定理得

$$\exp(-ru)=M_u(0)=E^{F_0}[M_u(t_0\wedge T_u)]=E^{F_0}[M_u(t_0\wedge T_u)\mid T_u\leqslant t_0]P^{F_0}(T_u\leqslant t_0)+E^{F_0}[M_u(t_0\wedge T_u)\mid T_u>t_0]P^{F_0}(T_u>t_0)\geqslant E^{F_0}[M_u(t_0\wedge T_u)\mid T_u\leqslant t_0]P^{F_0}(T_u\leqslant t_0)=E^{F_0}[M_u(T_u)\mid T_u\leqslant t_0]P^{F_0}(T_u\leqslant t_0),$$

因此，

$$P^{F_0}(T_u\leqslant t_0)\leqslant\frac{e^{-ru}}{E^{F_0}[M_u(T_u)\mid T_u\leqslant t_0]}.\tag{5}$$

又由于 T_u 时刻保险公司破产，$-r(u+S(T_u))\geqslant0$，故 $\exp[-r(u+S(T_u))]\geqslant1$，则

$$E^{F_0}[M_u(T_u)\mid T_u\leqslant t_0]\geqslant E^{F_0}\exp\left\{-\left[-rbT_u+\Lambda_1(T_u)g_1(r)+\Lambda_2(T_u)g_2(r)+\Lambda_3(T_u)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2T_u\right]\right\}\geqslant\inf_{0\leqslant t\leqslant t_0}\exp\left\{-\left[-rbT_u+\Lambda_1(T_u)g_1(r)+\Lambda_2(T_u)g_2(r)+\Lambda_3(T_u)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2T_u\right]\right\}.$$

故(5)式可化为

$$P^{F_0}(T_u\leqslant t_0)\leqslant e^{-ru}\sup_{0\leqslant t\leqslant t_0}\exp\left\{-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t\right\}.\tag{6}$$

对(6)式两边取期望得

$$P(T_u\leqslant t_0)\leqslant e^{-ru}\cdot E\left[\sup_{0\leqslant t\leqslant t_0}\exp(-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t)\right],$$

在上式两端令 $t_0\to+\infty$ 得

$$\psi(u)\leqslant e^{-ru}\cdot E\left[\sup_{t\geqslant0}\exp(-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t)\right].$$

令 $G(r)=E\left[\sup_{t\geqslant0}\exp(-rbt+\Lambda_1(t)g_1(r)+\Lambda_2(t)g_2(r)+\Lambda_3(t)g_4(r)+\frac{1}{2}a^2u_3^2r^2t)\right]$，即可得(4)式.

令 $R=\sup_{r>0}\{r\mid G(r)<+\infty\}$，则称 R 为此模型的 Lundberg 上界.

定理3　对于模型(1)，最终破产概率

$$\psi(u)=\frac{e^{-Ru}}{E[e^{-RU(t)}\mid T_u<\infty]}.$$

证　由于 $\exp\{-Ru\}=M_0(0)=E[M_u(t_0\wedge T_u)\mid T_u\leqslant t_0]P[T_u\leqslant t_0]+E[M_u(t_0\wedge T_u)\mid T_u>t_0]P[T_u\geqslant t_0]$，所以，当 $t_0\to\infty$ 时，

$$\exp\{-Ru\}=\lim_{t_0\to\infty}E[e^{-RU(T_u)}\mid T_u\leqslant t_0]P[T_u\leqslant t_0]+\lim_{t_0\to\infty}E[e^{-RU(T_u)}\mid T_u>t_0]P[T_u\geqslant t_0].\tag{7}$$

设 $I_A(\theta)=\begin{cases}1,\theta\in A,\\0,\theta\notin A,\end{cases}$ 有

$$0\leqslant E[e^{-RU(T_u)}\mid T_u>t_0]P[T_u>t_0]=E[e^{-RU(T_u)}I_{\{T_u>t_0\}}(\theta)]\leqslant E[e^{-RU(t_0)}I_{\{U(t_0)\geqslant0\}}(\theta)]\leqslant1.$$

又 $T_u>t_0$，$E[U(t_0)]\to\infty(t_0\to\infty)$，由控制

收敛定理得

$$\lim_{t_0\to\infty} E\left[e^{-RU(T_u)} \mid T_u > t_0\right] P\left[T_u \geqslant t_0\right] = 0, P\text{-a. s.}$$

(7)式变为

$$\exp\{-Ru\} = \lim_{t_0\to\infty} E\left[e^{-RU(T_u)} \mid T_u \leqslant t_0\right] P\left[T_u \leqslant t_0\right],$$

于是

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E\left[e^{-RU(t)} \mid T_u < \infty\right]}.$$

以上结论表明,本文建立的风险模型与古典风险模型的结果相类似.

3 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] 董英华,张汉君. 带干扰的双 Poisson 风险模型的破产概率 [J]. 数学理论与应用,2003,23(1):98-101.

[3] 于文广,黄玉娟. 干扰条件下的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.

[4] 张相虎,边平勇. 带干扰的多险种风险模型的破产概率 [J]. 经济数学,2007,24(2):130-133.

[5] 刘琳. 停止损失再保险最优自留额的确定及存在性讨论 [J]. 江西师范大学学报:自然科学版,2011,35(6):614-616.

[6] 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.

[7] Grandell J. Aspects of risk theory [M]. New York: Springer-Verlag, 1991.

[8] 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.

[9] 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.

[10] 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.

[11] 杨圣举,李学萝,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):34-43.

[12] 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.

[13] Nie Gaoqin. On the expected discounted penalty function of a kind of Cox risk process with variable premium rate and disturbed by diffusion [J]. Mathematical Theory and Applications, 2009, 29(3): 11-15.

[14] Song Min, Wu Rong, Wang Guojing. On the joint distribution for a kind of Cox risk process [J]. Chinese Journal of Applied Probability and Statistics, 2010, 26(6): 597-604.

[15] 解俊山,于吉亮,赵选民. 带干扰双 Cox 风险模型的破产概率研究 [J]. 统计与决策,2007(6):27-28.

[16] 张立飞,王勇. 马氏环境下双 Cox 风险模型的研究 [J]. 哈尔滨理工大学学报,2009,14(2):30-33.

The Double Cox Risk Model of Reinsurance with Portfolio and Excess of Loss

NIU Yin-ju[1], LUO Yong-li[2], XIA Ya-feng[2]

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

2. School of Sciences, Lanzhou University of Science and Technology, Lanzhou Gansu 730050, China)

Abstract: For the insurance company policy arrival process and claims process are Cox process, considering the insurance company investment combination and reinsurance to evade bankruptcy, the classical risk model is generalized and a double Cox risk model of reinsurance with portfolio and excess of loss is established. Using the knowledge of martingale theory, the upper bounds of ruin probability, Lundberg exponent and the ultimate ruin probability of this model are studied.

Key words: risk model; Cox process; Lundberg exponent; martingale; ruin probability

(责任编辑:曾剑锋)