

文章编号:1007-2985(2013)01-0016-05

对偶风险模型中的随机观察^{*}

刘风云, 陈 旭

(湖南师范大学数学与计算机科学学院, 湖南 长沙 410081)

摘 要:研究了随机观察在对偶风险模型中的应用. 当罚金函数仅依赖于破产赤字 $\omega(x_1, x_2) = \omega(x_2)$ 时, 导出 Gerbershiu 期望折现罚金函数 $m_\delta(u)$ 所满足的微积分方程, 并给出了当收益额的密度函数服从指数分布和 $\omega(x) = e^{-r_2 x}$ 时, 得到 $m_\delta(u)$ 的显示解.

关键词:对偶模型; 随机观察; 折罚函数; 微积分方程

中图分类号:O211.5

文献标志码:A

DOI:10.3969/j.issn.1007-2985.2013.01.005

1 模型建立和介绍

公司在 t 时刻的盈余 $U(t)$ 为

$$U(t) = u - ct + S(t) = u - ct + \sum_{i=1}^{N(t)} X_i \quad t \geq 0.$$

其中: u 为公司的初始本金, 且 $U(0) = u$; c 为单位时间内的支出率且为大于 0 的常数; 收益额 $\{X_i, i \geq 1\}$ 构成一个独立同分布的非负随机变量序列, 具有共同的分布函数 $F(x)$ 和密度函数 $f(x)$; $S(t)$ 表示在时刻 t 之前的总收益额; 随机过程 $\{N(t): t \geq 0\}$ 为计数过程, 表示在时刻 0 与 t 之间所发生跳跃的总次数, 记第 $(i-1)$ 次与第 i 次跳之间所历经的时间为 $\theta_i, i = 1, 2, \dots$, 它们是独立同分布的非负随机变量序列, 设其分布是服从参数为 λ 的指数分布.

假设 $\{Z_k\}$ 为随机观察的时刻, 且 $Z_0 = 0$, 令 $M_k = Z_k - Z_{k-1}$ 为第 $(k-1)$ 次与第 k 次观察所历经的时间, $\{M_k\}$ 为一独立同分布的非负随机变量序列, 且假设它们服从参数为 γ 的指数分布, 并假设 $\{N(t): t \geq 0\}$ 和 $\{X_i, i \geq 1\}$ 以及 $\{M_k\}$ 是相互独立的.

定义 1 破产时刻 $\tau = Z_{k^*}, k^* = \inf\{k \geq 1: U(Z_k) \leq 0\}$, 即只有当观察时刻的盈余小于或等于 0 时, 才将其视为真正的破产. 如在模型图(图 1)中的时刻 Z_5 时有 $U(Z_5) < 0$, 即在此时可认为公司破产; 而

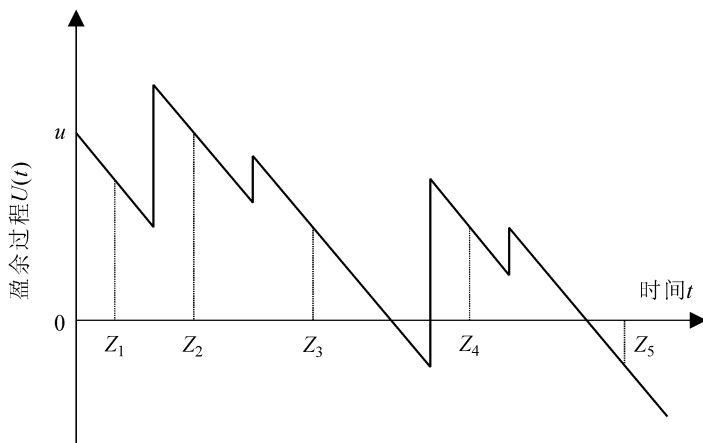


图 1 模型图

* 收稿日期:2012-10-10

基金项目:国家自然科学基金资助项目(11171101;10871064)

作者简介:刘风云(1987-),女,湖南永州人,硕士,主要从事金融数学研究;陈旭(1978-),女,湖北人,湖南师范大学数学与计算机科学学院讲师,主要从事金融数学研究.

在 Z_3 与 Z_4 之间,虽然出现过盈余小于 0 的时刻,但因没有被观测到,故可认为公司继续经营生存着. 令 $U(k)$ 为第 k 次观察时公司的盈余,则

$$U(k) = U(k-1) - c(Z_k - Z_{k-1}) + \left(\sum_{i=1}^{N(Z_k)} X_i - \sum_{i=1}^{N(Z_{k-1})} X_i \right) = U(k-1) - cM_k + (S(Z_k) - S(Z_{k-1})).$$

2 Gerber-shiu 折罚函数

定义 2 Gerber-shiu 期望折现罚金函数为

$$m_\delta(u) = E[e^{-\delta\tau}\omega[U(k^* - 1), |U(k^*)|]I_{\tau < \infty} | U(0) = u],$$

其中 δ 为折现因子且 $\delta > 0$, $U(k^* - 1)$ 为破产前一次观测到的盈余, $U(k^*)$ 为破产赤字, ω 是罚金函数, 表示 $\mathbf{R}^+ \times \mathbf{R}^+ \rightarrow \mathbf{R}^+$. 假设 $\omega[U(k^* - 1), |U(k^*)|] = \omega(|U(k^*)|)$, 即罚金函数仅依赖于破产赤字.

讨论在很短的时间区间 $[0, h]$, 根据首次观察时刻 Z_1 和首次由跳跃引起的收入量 x 的大小分情况考虑, 有如下 3 种情形:

第 1 种, 在 $[0, h]$ 区间里既没有发生观察, 也没有发生跳;

第 2 种, 在时间 $[0, h]$ 里发生了 1 次观察, 但没有发生跳;

第 3 种, 在 $[0, h]$ 区间里得到了 1 次收入, 即发生了 1 次跳但没有发生观察.

按照以上情况, 用全概率公式, 可得如下方程:

$$m_\delta(u) = e^{-(\lambda+\delta+\gamma)h}m_\delta(u-ch) + \int_0^h \lambda e^{-(\lambda+\delta+\gamma)t} \int_0^\infty m_\delta(u-ct+x)f(x)dx dt + \int_0^h \gamma e^{-(\lambda+\delta+\gamma)t} [m_\delta(u-ct)I_{\{u-ct>0\}} + \omega(-u+ct)I_{\{u-ct\leq 0\}}] dt.$$

对 h 求导, 可得

$$0 = -(\lambda + \delta + \gamma)e^{-(\lambda+\delta+\gamma)h}m_\delta(u-ch) - ce^{-(\lambda+\delta+\gamma)h}m'_\delta(u-ch) + \lambda e^{-(\lambda+\delta+\gamma)h} \int_0^\infty m_\delta(u-ch+x)f(x)dx + \gamma e^{-(\lambda+\delta+\gamma)h} \cdot [m_\delta(u-ch)I_{\{u-ch>0\}} + \omega(-u+ch)I_{\{u-ch\leq 0\}}].$$

令 $h \rightarrow 0$ 并整理, 可得

$$0 = cm'_\delta(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_\delta(u) - \gamma m_\delta(u)I_{\{u>0\}} - \gamma\omega(-u)I_{\{u\leq 0\}} - \lambda \int_0^\infty m_\delta(u+x)f(x)dx.$$

所以, 当 $x > 0$ 时有

$$0 = cm'_\delta(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_\delta(u) - \gamma m_\delta(u) - \lambda \int_0^\infty m_\delta(u+x)f(x)dx; \quad (1)$$

当 $x \leq 0$ 时, $m_\delta(u)$ 满足的方程为

$$0 = cm'_\delta(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_\delta(u) - \gamma\omega(-u) - \lambda \int_0^\infty m_\delta(u+x)f(x)dx. \quad (2)$$

由于 $m_\delta(u)$ 在 $x=0$ 处左可导且右可导, 且在 $x=0$ 处是连续的, 因此当 $x \rightarrow 0$ 时, (1)(2) 式相减有

$$cm'_\delta(0+) - cm'_\delta(0-) = \gamma m_\delta(0) - \gamma\omega(0).$$

为了不易混淆, 设

$$m_\delta(u) = \begin{cases} m_{\delta,1}(u) & u \leq 0, \\ m_{\delta,2}(u) & u > 0. \end{cases}$$

定理 1 折罚函数 $m_\delta(u)$ 满足如下的微积分方程:

$$cm'_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)m_{\delta,2}(u) - \lambda \int_0^\infty m_{\delta,2}(u+x)f(x)dx = 0 \quad u > 0, \quad (3)$$

$$cm'_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_{\delta,1}(u) - \gamma\omega(-u) - \lambda \int_0^\infty m_{\delta,1}(u+x)f(x)dx = 0 \quad u \leq 0. \quad (4)$$

3 数值计算折罚函数的显示解

当 $f(x) = ve^{-vx}$ 时,代入(3)式有

$$cm'_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)m_{\delta,2}(u) - \lambda \int_0^{\infty} m_{\delta,2}(u+x)ve^{-vx} dx = 0 \quad u > 0.$$

进行变量替换,令 $z = u + x$,可得

$$cm'_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)m_{\delta,2}(u) - \lambda \int_u^{\infty} m_{\delta,2}(z)ve^{-v(z-u)} dz = 0 \quad u > 0,$$

也即

$$cm'_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)m_{\delta,2}(u) - \lambda ve^{vu} \int_u^{\infty} m_{\delta,2}(z)e^{-vz} dz = 0. \quad (5)$$

对(5)式中的 u 求导,得

$$cm''_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)m'_{\delta,2}(u) - \lambda v^2 e^{vu} \int_u^{\infty} m_{\delta,2}(z)e^{-vz} dz + \lambda vm_{\delta,2}(u) = 0. \quad (6)$$

在(5)式左右两侧同时乘以 v ,有

$$cvm'_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta)vm_{\delta,2}(u) - \lambda v^2 e^{vu} \int_u^{\infty} m_{\delta,2}(z)e^{-vz} dz = 0. \quad (7)$$

联立(6)和(7)式可得

$$cm''_{\delta,2}(u) + (\lambda + \delta - cv)m'_{\delta,2}(u) - \delta vm_{\delta,2}(u) = 0,$$

它的特征方程为

$$cR^2 + (\lambda + \delta - cv)R - \delta v = 0. \quad (8)$$

因为(8)式判别式 $\Delta > 0$,所以方程有 2 个不同的根,设其分别为 $\rho_1 \geq 0, \rho_2 < 0$,故 $m_{\delta,2}(u)$ 的表达式为 $m_{\delta,2}(u) = A_1 e^{\rho_1 u} + A_2 e^{\rho_2 u}$,其中 A_1 和 A_2 为常数.

又因为当 $u \rightarrow \infty$ 时,公司永远不会破产,即破产时刻 $\tau \rightarrow \infty$,故有 $\lim_{u \rightarrow \infty} m_{\delta,2}(u) = 0$,所以当 $u \rightarrow \infty$ 时有 $A_1 = 0$,因此在 $u > 0$ 时的折罚函数为

$$m_{\delta,2}(u) = A_2 e^{\rho_2 u}. \quad (9)$$

令 $\omega(x) = e^{-r_2 x}$,将 $f(x) = ve^{-vx}$ 代入(4)式有

$$cm'_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_{\delta,1}(u) - \gamma e^{r_2 u} - \lambda \int_0^{-u} m_{\delta,1}(u+x)ve^{-vx} dx - \lambda \int_{-u}^{\infty} m_{\delta,2}(u+x)ve^{-vx} dx = 0.$$

进行变量替换,令 $z = u + x$ 并整理,得

$$cm'_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m_{\delta,1}(u) - \gamma e^{r_2 u} - \lambda ve^{vu} \int_u^0 m_{\delta,1}(z)e^{-vz} dz - \lambda ve^{vu} \int_0^{\infty} m_{\delta,2}(z)e^{-vz} dz = 0. \quad (10)$$

(10)式两侧同时对 u 求导,得

$$cm''_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma)m'_{\delta,1}(u) - \gamma r_2 e^{r_2 u} - \lambda v^2 e^{vu} \int_u^0 m_{\delta,1}(z)e^{-vz} dz + \lambda vm_{\delta,1}(u) - \lambda v^2 e^{vu} \int_0^{\infty} m_{\delta,2}(z)ve^{-vz} dz = 0. \quad (11)$$

在(10)式两边同时乘以 v ,有

$$cvm'_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma)vm_{\delta,1}(u) - \gamma v e^{r_2 u} - \lambda v^2 e^{vu} \int_u^0 m_{\delta,1}(z)e^{-vz} dz - \lambda v^2 e^{vu} \int_0^{\infty} m_{\delta,2}(z)ve^{-vz} dz = 0. \quad (12)$$

由(11),(12)式相减可得

$$cm''_{\delta,1}(u) + (\lambda + \delta + \gamma - cv)m'_{\delta,1}(u) - (\delta + \gamma)vm_{\delta,1}(u) - \gamma r_2 e^{r_2 u} + \gamma v e^{r_2 u} = 0,$$

故 $m_{\delta,1}(u)$ 有表达形式 $m_{\delta,1}(u) = C_0 e^{r_0 u} + C_1 e^{r_1 u} + C_2 e^{r_2 u}$, 其中 $C_i (i=1,2,3)$ 是常数, r_0 和 r_1 是如下方程的 2 根:

$$cR^2 + (\lambda + \delta + \gamma - cv)R - (\delta + \gamma)v = 0. \quad (13)$$

又因为(13)式的判别式 $\Delta > 0$ 且 $r_0 r_1 = \frac{-(\gamma + \delta)v}{c} \neq 0$, 所以可设 $r_0 > 0, r_1 < 0$.

又当 $r_2 = 0$ 时,

$$\lim_{u \rightarrow -\infty} m_{\delta,1}(u) = E[e^{-\delta\tau}] = \int_0^{\infty} \gamma e^{-(\gamma+\delta)t} dt = \frac{\gamma}{\gamma + \delta},$$

而当 $r_2 > 0$ 时, $\lim_{u \rightarrow -\infty} \omega(-u) = \lim_{u \rightarrow -\infty} e^{r_2 u} = 0$, 故此时 $\lim_{u \rightarrow -\infty} m_{\delta,1}(u) = 0$. 因此当 $u \rightarrow -\infty$ 时, $m_{\delta,1}(u)$ 有界, 从而有 $C_1 = 0$, 得到

$$m_{\delta,1}(u) = C_0 e^{r_0 u} + C_2 e^{r_2 u}. \quad (14)$$

将(9)和(14)代入(10)式, 并计算化简整理, 有

$$c(C_0 r_0 e^{r_0 u} + C_2 r_2 e^{r_2 u}) + (\lambda + \gamma + \delta)(C_0 e^{r_0 u} + C_2 e^{r_2 u}) - \gamma e^{r_2 u} + \frac{\lambda C_0 v e^{r_0 u}}{r_0 - v} - \frac{\lambda C_0 v e^{vu}}{r_0 - v} + \frac{\lambda C_2 v e^{r_2 u}}{r_2 - v} - \frac{\lambda C_2 v e^{vu}}{r_2 - v} + \frac{\lambda A_2 v e^{vu}}{\rho_2 - v} = 0.$$

由于

$$cr_0 + (\lambda + \gamma + \delta) + \frac{\lambda v}{r_0 - v} = \frac{cr_0^2 + (\lambda + \gamma + \delta - cv)r_0 - (\gamma + \delta)v}{r_0 - v} = 0,$$

用待定系数法, 根据 $e^{r_2 u}$ 和 e^{vu} 前的系数为 0, 有

$$cC_2 r_2 + (\lambda + \gamma + \delta)C_2 - \gamma + \frac{\lambda v C_2}{r_2 - v} = 0,$$

$$\frac{A_2}{\rho_2 - v} - \frac{C_2}{r_2 - v} - \frac{C_0}{r_0 - v} = 0,$$

又 $m(0+) = m(0-)$ 即有 $A_2 = C_0 + C_2$, 因此整理可得

$$C_2 = \frac{\gamma}{cr_2 + \gamma + \lambda + \delta + \frac{\lambda v}{r_2 - v}} = \frac{\gamma(r_2 - v)}{c(r_2 - r_0)(r_2 - r_1)},$$

$$C_0 = \frac{\gamma(r_0 - v)(\rho_2 - r_2)}{c(r_2 - r_1)(r_0 - \rho_2)(r_2 - r_0)},$$

$$A_2 = \frac{(r_2 - r_0)(\rho_2 - v)}{(r_2 - v)(\rho_2 - r_0)} C_2 = \frac{\rho_2 - r_1}{r_2 - r_1}.$$

当 $f(x) = v e^{-vx}$ 时, 可得到折罚函数的显示表达式为

$$m_{\delta,1}(u) = \frac{\gamma(r_0 - v)(\rho_2 - r_2)}{c(r_2 - r_1)(r_0 - \rho_2)(r_2 - r_0)} e^{r_0 u} + \frac{\gamma(r_2 - v)}{c(r_2 - r_0)(r_2 - r_1)} e^{r_2 u} \quad u \leq 0,$$

$$m_{\delta,2}(u) = \frac{(\rho_2 - r_1)}{(r_2 - r_1)} e^{\rho_2 u} \quad u > 0.$$

注 1 当 $r_2 = 0$ 时,

$$m_{\delta}(u) = E[e^{-\delta\tau} I_{\{\tau < \infty\}} | U(0) = u] = (1 - \frac{\rho_2}{r_1}) e^{\rho_2 u} I_{\{u > 0\}} + \frac{\gamma}{cr_0 r_1} [\frac{\rho_2(r_0 - v)}{(r_0 - \rho_2)} e^{r_0 u} - v] I_{\{u \leq 0\}}.$$

当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 因为 $r_0 + r_1 = v - \frac{\lambda + \gamma + \delta}{c}$, $r_0 > 0, r_1 < 0$, 所以此时 $r_1 \rightarrow -\infty, r_0 \rightarrow v, \frac{r_1}{\gamma} \rightarrow \frac{-1}{c}$, 故此时的折罚函数为

$$m_{\delta}(u) = E[e^{-\delta\tau} I_{\{\tau < \infty\}} | U(0) = u] = e^{\rho_2 u} I_{\{u > 0\}} + I_{\{u \leq 0\}}. \quad (15)$$

事实上, 当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 随机观察就逼近于连续观察, 此模型就变为经典风险模型的对偶模型.

取(15)式中的 $\delta = 0$, 而 ρ_2 为 $cR^2 + (\lambda - cv)R = cR[R - (v - \frac{\lambda}{c})] = 0$ 的非负根, 则 $\rho_2 = v - \frac{\lambda}{c}$, 此

时便可很容易获得破产概率为

$$\psi(u) = e^{(v-\frac{\lambda}{c})I_{\{u>0\}}} + I_{\{u\leq 0\}}.$$

参考文献:

- [1] HANSJORG ALBRECHER, ERIC C K CHEUNG. Randomized Observation Periods for the Compound Poisson Risk Model: The Discounted Penalty Function [J]. Scandinavian Actuarial Journal, 2011(0): 1 - 29.
- [2] BENJAMIN AVANZI, HANS U GERBER, ELIAS S W SHIU. Optimal Dividends in the Dual Model [J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2007, 41: 111 - 123.
- [3] BENJAMIN AVANZI, HANS U GERBER. Optimal Dividend in the Dual Model with Diffusion [J]. ASTIN Bulletin, 2008, 38: 653 - 667.
- [4] ANDREW C Y NG. On a Dual Model with a Dividend Threshold [J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2009, 44: 315 - 324.
- [5] ALBRECHER H, BADESCU A, LANDRIAULT D. On the Dual Risk Model with Tax Payments [J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2008, 42: 1 086 - 1 094.
- [6] HAN U GERBER. On the Probability of Ruin in the Presence of a Linear Dividend Barrier [J]. Scandinavian Actuarial Journal, 1981(2): 105 - 115.
- [7] PENG Zhi-guan. On a Dual Model with Random Income [J]. Chongqing Technol Business Univ. , 2011, 28(2): 150 - 153.
- [8] KARATZAS I, SHREVE S E. Brownian Motion and Stochastic Calculus [M]. 2nd Ed. Beijing: World Book Inc. , 2008.

Dual Risk Model with Random Observation

LIU Feng-yun, CHEN Xu

(College of Mathematics and Computer Science, Hunan Normal University, Changsha 410081, China)

Abstract: A dual risk model for the surplus process where the process can only be observed at random observation times is considered. The Gerbershiu expected discounted penalty function $m_\delta(u)$ which satisfies the integro-differential equations is derived. Moreover, when the individual gains size distribution is exponential $f(x) = ve^{-vx}$ and penalty function $\omega(x) = e^{-r_2x}$, the explicit expressions for $m_\delta(u)$ are obtained.

Key words: dual model; random observation; the expected discounted penalty function; integro-differential equation

(责任编辑 向阳洁)

(上接第 10 页)

Properties of Extreme Value and Extreme Value Tangent Vector of Normal Curvature on Surface

XING Jia-sheng, WANG Yong-jun

(Department of Mathematics, LMIB of the Ministry of Education, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: The direct method of finding the extreme value of normal curvature and the extreme value vector are considered. A direct derivation method is proposed, and its properties as matrix characteristic value and characteristic vector are obtained.

Key words: extreme value of normal curvature; extreme value tangent vector; characteristic value; characteristic vector; conjugate and orthogonal tangent vector; Euler's formula of normal curvature

(责任编辑 向阳洁)