

Д. В. Гусак (Ин-т математики НАН України, Київ)

**ГРАНИЧНА ПОВЕДІНКА РОЗПОДІЛУ МОМЕНТУ
РУЙНАЦІЇ МОДИФІКОВАНОГО ПРОЦЕСУ РИЗИКУ**

For modified risk process with instantaneous reflection at the point $B > 0$ under which the considered process

$$\zeta(t) = \zeta_{B,u}(t), \quad \zeta(0) = u, \quad 0 \leq u < B,$$

returns in the initial state u , we investigate the limit behavior of generating function of the first ruin moment as $u \rightarrow B$ and $B \rightarrow \infty$.

Для модифікованого процесу ризику з миттєвим відбиттям в точці $B > 0$, при якому розглядуваний процес

$$\zeta(t) = \zeta_{B,u}(t), \quad \zeta(0) = u, \quad 0 \leq u < B,$$

повертається в початковий стан u , досліджено граничну поведінку генератрисі моменту першої руйнації при $u \rightarrow B$ та $B \rightarrow \infty$.

Нехай $U(t) = u + \xi(t)$ – класичний процес ризику, де $\xi(t) = ct - X(t)$ – складний пуассонівський процес з додатним знесенням $c > 0$ та від'ємними стрибками $\{\xi_k\}_{k=1}^{\infty}$. Інтервали між сусідніми стрибками $\eta_k > 0$ – показниково розподілені з параметром $\lambda > 0$ і характеристична функція (х. ф.) процесу $\xi(t)$ має вигляд

$$Ee^{i\alpha\xi(t)} = \exp\{t\psi(\alpha)\}, \quad (1)$$

$$\psi(\alpha) = i\alpha c + \lambda \int_{-\infty}^0 (e^{i\alpha x} - 1) dF(x).$$

Введемо позначення основних функціоналів для початкового процесу $\xi(t)$:

$$m = E\xi(1) = c + \lambda E\xi_k, \quad c > 0, \quad E\xi_k < 0,$$

$$\xi_{\pm}^{\pm}(t) = \sup_{0 \leq s \leq t} (\inf) \xi(s),$$

$$\tau^{\pm}(\pm z) = \inf\{t > 0: \pm \xi(t) > z\} \quad z > 0,$$

$$\tau_B(u) = \inf\{t > 0: u + \xi(t) \bar{\in} (0, B)\},$$

які визначають відповідно екстремуми процесу, моменти першого виходу за рівень $\pm z$ та виходу з інтервалу $(0, B)$.

Розглядуваний в [1] модифікований процес ризику (м. п. р.) з миттєвим відбиттям у початковий стан u , $0 < u < B$, $v = B - u$, визначається стохастичним співвідношенням

$$\zeta(t) = \zeta_{B,u}(t) = \begin{cases} u + \xi(t), & t < \tau^+(v) = T_1, \quad v = B - u; \\ \zeta(t - T_1), & t > T_1. \end{cases} \quad (2)$$

Класичний процес ризику $U(t)$ можна виразити сумою

$$U(t) = \zeta(t) + X(t),$$

де процес $X(t)$, що називається дивідендним, визначається співвідношенням

$$X(t) = X_{B,u}(t) = n(t)v, \quad v = B - u, \quad (3)$$

$n(t)$ – кількість досягнень процесом $\zeta(\cdot)$ рівня B на інтервалі $[0; t]$.

Для вивчення граничної поведінки розподілу моменту першої руйнації процесу $\zeta(t)$

$$T_u^B = \inf\{t > 0: \zeta_{B,u}(t) < 0\} \quad (4)$$

введемо допоміжні позначення і сформулюємо деякі допоміжні твердження з [2, 3]. Нехай θ_s – показниково розподілена випадкова величина (незалежна від $\xi(t)$) з параметром $s > 0$. Тоді позначимо

$$P(s, x) = P\{\xi(\theta_s) < x\}, \quad -\infty < x < \infty,$$

$$P_{\pm}(s, \pm x) = P\{\xi^{\pm}(\theta_s) < \pm x\}, \quad x \geq 0,$$

$$\varphi_{\pm}(s, \alpha) = Ee^{i\alpha\xi^{\pm}(\theta_s)}.$$

Справедлива така лема (див. [2]).

Лема. Для неперервного зверху процесу $\xi(t)$

$$\varphi_+(s, \alpha) = \frac{\rho(s)}{\rho(s) + i\alpha}, \quad (5)$$

де $\rho(s)$ – єдиний додатний корінь рівняння $\psi(ip) = s$, $s > 0$,

$$\varphi_-(s, \alpha) = p_-(s) + \frac{1}{\rho(s)} \int_{-\infty}^0 e^{i\alpha x} d_x P'(s, x) + E[e^{i\alpha\xi(\theta_s)}, \xi(\theta_s) < 0], \quad (6)$$

$$P'(s, x) = \frac{\partial}{\partial(x)} P(s, x), \quad x \neq 0, \quad p_-(s) = P\{\xi^-(\theta_s) = 0\}.$$

При умові $m > 0$ існує $\lim_{s \rightarrow 0} \rho(s)s^{-1} = \rho'(0) = \frac{1}{m}$ і абсолютний мінімум

$$\xi^- = \inf_{t < \infty} \xi(t),$$

має невідроджений розподіл ($x < 0$)

$$P\{\xi^- < x\} = \frac{1}{\rho'(0)} \frac{d}{dx} \int_0^{\infty} P\{\xi(t) < x\} dt. \quad (7)$$

На основі розглянутих позначень і співвідношень леми введемо позначення резольвентної функції і потенціалу (див. [2, 3])

$$R_s(x) = s^{-1} \rho(s) \int_{-0}^x e^{\rho(s)(x-y)} dP\{-\xi^-(\theta_s) < y\}, \quad (8)$$

$$R(x) = \lim_{s \rightarrow 0} R_s(x), \quad x > 0,$$

а також м. п. р. із затримкою в B

$$\eta(t) = \eta_{B,u}(t) = \begin{cases} u + \xi(t), & t < T_1 = \tau^+(v); \\ B, & T_1 < t < T_1 + \eta_1 = T_*; \\ \eta_{B,u}(t - T_*), & t > T_*, \end{cases}$$

та моменту її руйнації

$$T_B(u) = \inf\{t > 0: \eta_{B,u}(t) < 0\}.$$

Із стохастичного співвідношення

$$T_u^B = \begin{cases} \tau^-(-u), & \tau^-(-u) < \tau^+(v); \\ \tau^+(v) + T_u^B, & \tau^+(v) \leq \tau^-(-u), \end{cases}$$

впливає (див. [3])

$$Ee^{-sT_u^B} = \frac{R_s(B)Ee^{-s\tau_B(u)} - R_s(u)}{R_s(B) - R_s(u)}, \tag{9}$$

а для $\tau_B(u)$ та $T_B(u)$, згідно з [2, 3], справедливі співвідношення

$$Ee^{-s\tau_B(u)} = 1 - s \left(\frac{R_s(u)}{R_s(B)} \int_0^B R_s(y) dy - \int_0^u R_s(y) dy \right), \tag{10}$$

$$Ee^{-sT_B(u)} = 1 - s \left(\frac{R_s(B)}{R'_s(B)} R_s(u) dy - \int_0^u R_s(y) dy \right), \tag{11}$$

$$R'_s(u) = \frac{d}{du} R_s(u), \quad R'_s(B) = \frac{d}{du} R_s(u) \Big|_{u=B-0}.$$

На основі (9) – (11) встановлюється таке твердження.

Теорема 1. При $u \rightarrow B$ розподіл T_u^B – моменту першої руйнації м. п. р. $\zeta(t)$ — збігається з розподілом $T_B(B)$ — моментом першої руйнації процесу $\eta_{B,B}(t)$,

$$\lim_{u \rightarrow B} Ee^{-sT_u^B} = Ee^{-sT_B(B)}. \tag{12}$$

Доведення базується на граничному переході ($u \rightarrow B$) в (9) з використанням правила Лопітала і врахуванням того, що

$$\frac{d}{du} (Ee^{-s\tau_B(u)}) \Big|_{u=B} = s \left(R_s(B) - \frac{R'_s(B)}{R_s(B)} \int_0^B R_s(y) dy \right).$$

В результаті цього з (9) впливає

$$\begin{aligned} \lim_{u \rightarrow B} Ee^{-sT_u^B} &= \lim_{u \rightarrow B} \frac{R_s(B) \frac{d}{du} (Ee^{-s\tau_B(u)}) - R'_s(u)}{-R'_s(u)} = \\ &= 1 + s \left(\int_0^B R_s(y) dy - R_s^2(B) [R'_s(B)]^{-1} \right), \end{aligned}$$

звідки на основі (11) при $u \rightarrow B$ встановлюється потрібне співвідношення (12).

Гранична поведінка T_u^B при $B \rightarrow 0$ залежить від знаку $m = E\xi(1)$ і визначається на основі (9) при $m > 0$ розподілом ξ^- , а при $m \leq 0$ поведінкою розподілу $\tau_B(u)$ – моменту першого виходу $\xi(t)$ з інтервалу $(0, B)$.

Теорема 2. 1. Нехай $m > 0$; тоді при $u > 0$ і скінченних $s > 0$

$$\begin{aligned} \lim_{B \rightarrow \infty} Ee^{-\frac{s}{B} T_u^B} &= \frac{P\{\xi^- \leq -u\} + P\{\xi^- > -u\} (e^{-\frac{s}{m}} - 1)}{P\{\xi^- \leq -u\}}, \\ \lim_{B \rightarrow \infty} Ee^{-sB^{-1} T_0^B} &= \frac{1}{m} \frac{P\{\xi^- > -u\}}{P\{\xi^- \leq -u\}}. \end{aligned} \tag{13}$$

При $u = 0$ і скінченних $s > 0$

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sB^{-1}T_0^B} = 1 + \mathbb{P}\{\xi^- = 0\} \left(e^{-\frac{s}{m}} - 1 \right), \quad (14)$$

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} T_0^B B^{-1} = \frac{1}{m} \mathbb{P}\{\xi^- = 0\}.$$

2. Нехай $m = 0$, $D\xi(1) = \sigma^2 < \infty$; тоді при $u \approx \beta B$, $0 < \beta < 1$, і скінченних $s > 0$,

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sB^{-2}T_u^B} = \frac{\text{sh}(1 - \beta)\sqrt{2s\sigma^{-1}}}{\text{sh}\sqrt{2s\sigma^{-1}} - \text{sh}\beta\sqrt{2s\sigma^{-1}}}. \quad (15)$$

3. Нехай $m < 0$, тоді при $u \geq 0$

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sT_u^B} = \lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-s\tau_B(u)} = \mathbb{E} e^{-s\tau^-(u)}. \quad (16)$$

Доведення. 1. При $m > 0$ з теореми 5.2. 1 (див. [3, с. 156]) випливає

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sB^{-1}\tau_B(u)} = 1 - mR(u) \left(1 - e^{-\frac{s}{m}} \right),$$

де

$$R(u) = \rho'(0)\mathbb{P}\{-\xi^- \leq u\} \quad \rho'(0) = m^{-1}.$$

Тоді з (9) при скінченних s одержуємо

$$\begin{aligned} \lim_{B \rightarrow \infty} R_{sB^{-1}}(u) &= R(u), \quad u > 0, \\ \lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sB^{-1}T_u^B} &= \lim_{B \rightarrow \infty} \frac{R_{sB^{-1}}(B)\mathbb{E} e^{-sB^{-1}\tau_B(u)} - R_{sB^{-1}}(u)}{R_{sB^{-1}}(B) - R_{sB^{-1}}(u)} = \\ &= \frac{1 - \mathbb{P}\{-\xi^- < u\} + \left(e^{-\frac{s}{m}} - 1 \right) \mathbb{P}\{-\xi^- < u\}}{\mathbb{P}\{-\xi^- \geq u\}}, \end{aligned}$$

і, таким чином, перше співвідношення в (13) доведено. З нього виводиться й друге співвідношення в (13) граничним переходом ($s \rightarrow 0$). При $m = 0$ і скінченних $s > 0$ із (13) випливають обидва співвідношення (14).

2. При $m = 0$ та $\sigma^2 < \infty$ з теореми 5.2. 2 (див. [3, с. 156]) при $u \approx \beta B$, $0 < \beta < 1$,

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-sB^{-2}\tau_B(u)} = \frac{\text{sh}(1 - \beta)\sqrt{2s\sigma^{-1}} + \text{sh}\beta\sqrt{2s\sigma^{-1}}}{\text{sh}\sqrt{2s\sigma^{-1}}}.$$

При цих же умовах, згідно з лемою 7.6 (див. [3, с. 131]) для скінченних $s > 0$

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \frac{R_{sB^{-2}}(\beta B)}{R_{sB^{-2}}(B)} = \frac{\text{sh}\beta\sqrt{2s\sigma^{-1}}}{\text{sh}\sqrt{2s\sigma^{-1}}},$$

$$\begin{aligned} \lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-s B^{-2} T_u^B} &= \lim_{B \rightarrow \infty} \left[\mathbb{E} e^{-s B^{-2} \tau_B(u)} - \frac{R_{s B^{-2}}(\beta B)}{R_{s B^{-2}}(B)} \right] \times \\ &\times \left(1 - \frac{R_{s B^{-2}}(\beta B)}{R_{s B^{-2}}(B)} \right)^{-1} = \left[\frac{\operatorname{sh}(1-\beta)\sqrt{2s}\sigma^{-1} + \operatorname{sh}\beta\sqrt{2s}\sigma^{-1}}{\operatorname{sh}\sqrt{2s}\sigma^{-1}} - \frac{\operatorname{sh}\beta\sqrt{2s}\sigma^{-1}}{\operatorname{sh}\sqrt{2s}\sigma^{-1}} \right] \times \\ &\times \left(1 - \frac{\operatorname{sh}\beta\sqrt{2s}\sigma^{-1}}{\operatorname{sh}\sqrt{2s}\sigma^{-1}} \right)^{-1} = \frac{\operatorname{sh}(1-\beta)\sqrt{2s}\sigma^{-1}}{\operatorname{sh}\sqrt{2s}\sigma^{-1} - \operatorname{sh}\beta\sqrt{2s}\sigma^{-1}}. \end{aligned}$$

Таким чином, співвідношення (15) доведено.

3. Нехай $m < 0$. Зауважимо, що з точки зору теорії страхування цей випадок не є цікавим. Ми розглянемо його для повноти викладу і відмітимо, що в цьому випадку, згідно з результатами [2, 3],

$$\lim_{B \rightarrow \infty} Q^B(s, u) = \lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E}[e^{-s \tau_B(u)}, \tau^+(u) < \tau^-(-u)] = 0,$$

$$\lim_{B \rightarrow \infty} \mathbb{E} e^{-s \tau_B(u)} = \mathbb{E} e^{-s \tau^-(-u)}, \quad u \geq 0.$$

На основі співвідношення

$$\mathbb{E} e^{-s T_u^B} = (\mathbb{E} e^{-s \tau_B(u)} - Q^B(s, u))(1 - Q^B(s, u))^{-1}$$

та останніх двох граничних співвідношень встановлюється справедливність формули (16). Теорему 2 доведено.

Нехай $S_v^+(0) = 0$, а при $n > 0$

$$S_v^+(n) = \sum_{k=0}^n \tau_k^+(v), \quad \tau_k^+(v) = \tau^+(v).$$

Позначимо функцію відновлення для $S_v^+(n)$ через

$$H_v(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}\{S_v^+(n) < t\}$$

і сформулюємо наступне твердження.

Теорема 3. При $m > 0$ середнє значення $X_{B,u}(t)$ визначається співвідношенням

$$\mathbb{E} X_{B,u}(t) = v(H_v(t) - 1), \quad \mathbb{E} X_{B,u}(t) \approx tm, \quad t \rightarrow \infty. \quad (17)$$

Доведення. Оскільки число відновлень $n(\theta_s)$ має геометричний розподіл

$$\mathbb{P}\{n(\theta_s) = k\} = (1 - q_v(s))q_v^k(s), \quad k \geq 0,$$

$$q_v(s) = e^{-vp(s)} = \mathbb{P}\{\xi^+(\theta_s) > v\}, \quad s > 0, \quad v = B - u > 0,$$

то

$$\begin{aligned} \mathbb{E} X_{B,u}(\theta_s) &= v e^{-\rho(s)v} (1 - e^{-vp(s)})^{-1} = \\ &= v \mathbb{P}\{\xi^+(\theta_s) > v\} \sum_{k=0}^{\infty} (\mathbb{E} e^{-s \tau^+(v)})^k = \\ &= v \left(\sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E} e^{-s S_v^+(n)} - 1 \right). \end{aligned}$$

Отже, після обернення відносно s матимемо перше співвідношення в (17).

Згідно з теоремою відновлення при $t \rightarrow \infty$

$$H_v(t) \approx \frac{t}{E\tau^+(v)} = \frac{t}{v\rho'(0)}. \quad (18)$$

Тому з (17) та (18) випливає, що при $t \rightarrow \infty$

$$EX_{B,u}(t) \sim \frac{t}{\rho'(0)} = mt.$$

Згідно з результатами [4, с. 318]

$$H_v(t) = \frac{t}{E\tau^+(v)} + \frac{E\gamma_v^+(t)}{E\tau^+(v)},$$

де

$$\gamma_v^+(t) = S_v^+(\eta_t^+) - t, \quad \eta_t^+ = \min\{n: S_v^+(n) \geq t\}.$$

З теореми 4.9 (див. [5, с. 292]) випливає

$$Ee^{-v\gamma_v^+(\theta_\mu)} u^{\tau_v^+(\theta_\mu)} = \frac{\mu u}{\mu - v} \frac{Ee^{-v\tau^+(v)} - Ee^{-\mu\tau^+(v)}}{1 - uEe^{-\mu\tau^+(v)}}.$$

Отже, твірна функція $\gamma_v^+(\theta_\mu)$ має вигляд

$$\begin{aligned} g(v; \mu, v) &= Ee^{-v\gamma_v^+(\theta_\mu)} = \frac{\mu u}{\mu - v} \frac{Ee^{-v\tau^+(v)} - Ee^{-\mu\tau^+(v)}}{1 - Ee^{-\mu\tau^+(v)}} = \\ &= \frac{\mu}{\mu - v} \frac{e^{-v\rho(v)} - e^{-v\rho(\mu)}}{1 - e^{-v\rho(\mu)}}. \end{aligned}$$

При $E\xi(1) > 0$, $\rho(\mu) \rightarrow 0$ при $\mu \rightarrow 0$, $\frac{\rho(\mu)}{\mu} \xrightarrow{\mu \rightarrow 0} \rho'(0) > 0$,

$$Ee^{-v\gamma_v^+(\infty)} = \frac{1 - e^{-v\rho(v)}}{v\rho'(0)}.$$

Знайдемо $E\gamma_v^+(\theta_\mu)$, скориставшись похідною $g'_v = \frac{\partial g}{\partial v}$,

$$\begin{aligned} g'_v(v; \mu, v) &= \frac{\mu}{(\mu - v)^2} \frac{e^{-v\rho(v)} - e^{-v\rho(\mu)}}{1 - e^{-v\rho(\mu)}} - \\ &- \frac{\mu}{\mu - v} v\rho'(v) \frac{e^{-v\rho(v)}}{1 - e^{-v\rho(\mu)}}, \end{aligned}$$

$$E\gamma_v^+(\theta_\mu) = -g'_v(0; \mu, v) = \frac{v\rho'(0)}{1 - e^{-v\rho(\mu)}} - \frac{1}{\mu},$$

$$E\gamma_v^+(\theta_\mu) = \frac{v\rho'(0)}{P\{\xi^+(\theta_\mu) \leq v\}} - \frac{1}{\mu}.$$

Після обернення відносно μ маємо

$$E\gamma_v^+(t) = \frac{E\tau^+(v)}{P\{\xi^+(\theta_\mu) \leq v\}} - t,$$

отже, при $t > 0$

$$H_v(t) = \frac{1}{P\{\xi^+(t) \leq v\}},$$

і для скінченних $v > 0$ з (18) знаходимо

$$P\{\xi^+(t) \leq v\} \approx \frac{v}{mt}, \quad t \rightarrow \infty.$$

1. Гусак Д. В. Про одну модель осцилюючого випадкового блукання, що описує процес ризику //Допов. НАН України. – 1998. – №4. – С. 7 – 11.
2. Братийчук Н. С., Гусак Д. В. Граничные задачи для процессов с независимыми приращениями. – Киев: Наук. думка, 1990. – 264 с.
3. Королюк В. С., Братийчук Н. С., Пирджанов Б. Граничные задачи для случайных блужданий. – Ашхабад: Ылым, 1987. – 256 с.
4. Боровков А. А. Вероятностные процессы в теории массового обслуживания. – М.: Наука, 1972. – 368 с.
5. Гусак Д. В. Граничні задачі для процесів з незалежними приростами на скінченних ланцюгах Маркова та для напівмарковських процесів. – Київ: Ін-т математики НАН України, 1998. – 320 с.

Одержано 14.07.98