

# ПОВЕДІНКА МАЙЖЕ НАПІВНЕПЕРЕВНОГО ПРОЦЕСУ ПУАССОНА НА ЛАНЦЮЗІ МАРКОВА ПІСЛЯ ДОСЯГНЕННЯ РІВНЯ

Almost semicontinuous processes defined on a Markov chain are considered. The representations of moment generating functions for the absolute maximum after attaining a positive level and for the recovery time are obtained. Modified processes with two-step rate of negative jumps are investigated.

Рассматриваются почти полунепрерывные процессы на цепи Маркова. Получены представления для генераторов абсолютного максимума после достижения положительного уровня и времени восстановления. Исследованы модифицированные процессы с двухступенчатой интенсивностью отрицательных скачков.

**1. Вступ.** У даній роботі продовжено дослідження майже напівнеперевних процесів, заданих на скінченному ланцюзі Маркова, що розпочате в роботах [1, 2]. У першому пункті розглядаються аналоги функціоналів, досліджених у роботі [3] (§ 6.3), для скалярного випадку. В другому пункті вивчаються перестрибкові функціонали для модифікованого майже напівнеперевного процесу, що є аналогом модифікованого напівнеперевного процесу зі знесенням, яке змінюється в залежності від досягнутого рівня (див., наприклад, [4], гл. VII, та [5], для скалярного випадку — [6]).

Нехай  $x(t)$  — скінчений незвідний ланцюг Маркова з множиною станів  $E' = \{1, \dots, m\}$  та інфінітезимальною матрицею  $Q$ . Визначимо процес  $\xi(t)$  таким чином:  $\xi(0) = 0$ ; якщо  $x(t) = k$ ,  $k = 1, \dots, m$ , та приrostи  $\xi(t)$  збігаються з приростами процесу

$$\xi_k(t) = \sum_{n \leq \varepsilon_k(t)} \xi_n^k - \sum_{n \leq \varepsilon'_k(t)} \xi_n'^k,$$

де  $\varepsilon'_k(t)$ ,  $\varepsilon_k(t)$  — процеси Пуассона з інтенсивностями  $\lambda_k^1$  та  $\lambda_k^2$  відповідно,  $\xi_n'^k$  та  $\xi_n^k$  — незалежні додатні випадкові величини;  $\xi_n'^k$  мають експоненціальний розподіл з параметром  $c_k$ , а  $\xi_n^k$  — деякий абсолютно неперервний розподіл зі скінченим сподіванням  $m_k$ . У даному випадку процес  $Z(t) = \{\xi(t), x(t)\}$  є майже напівнеперевним знизу процесом на ланцюзі Маркова (див. [1, с. 562]) з кумулянтою

$$\Psi(\alpha) = \Lambda F_0(0) \left( C(C + \imath \alpha I)^{-1} - I \right) + \int_0^\infty (e^{\imath \alpha x} - I) \Pi(dx) + Q, \quad (1)$$

де  $\Lambda = \|\delta_{kr}(\lambda_k^1 + \lambda_k^2)\|$ ,  $C = \|\delta_{kr}c_k\|$ ,  $F_0(0) = \|\delta_{kr}\lambda_k^1 / (\lambda_k^1 + \lambda_k^2)\|$ ,  $\Pi(dx) = \Lambda \bar{F}_0(0) d\bar{F}_0^1(x)$ ,  $\bar{F}_0(0) = I - \bar{F}_0(0)$ ,  $\bar{F}_0^1(x) = \|\delta_{kr}P\{\xi_n^k < x\}\|$ ,  $x < 0$ .

Позначимо екстремуми процесу  $\xi(t)$

$$\xi^\pm(t) = \sup_{0 \leq u \leq t} (\inf) \xi(u), \quad \xi^\pm = \sup_{0 \leq u \leq \infty} (\inf) \xi(u), \quad \bar{\xi}(t) = \xi(t) - \xi^+(t),$$

та перестрибкові функціонали

$$\tau^+(x) = \inf\{t : \xi(t) > x\}, \quad x \geq 0,$$

$$\gamma^+(x) = \xi(\tau^+(x)) - x, \gamma_+(x) = x - \xi(\tau^+(x) - 0), \quad x \geq 0;$$

$$\tau^-(x) = \inf\{t : \xi(t) < x\}, \quad x \leq 0; \quad \tau^-(x) = 0, \quad x > 0.$$

Нехай  $\theta_s$  — експоненціально розподілена випадкова величина з параметром  $s > 0$ , незалежна від  $Z(t)$ . Позначимо розподіли екстремумів та відповідні атомарні ймовірності

$$P_{\pm}(s, x) = \left\| P \{ \xi^{\pm}(\theta_s) < x, x(\theta_s) = r/x(0) = k \} \right\| = P \{ \xi^{\pm}(\theta_s) < x \}, \quad x > 0;$$

$$P^-(s, x) = P \{ \xi^-(\theta_s) < x \}, \quad x < 0; \quad p_{\pm}(s) = P \{ \xi^{\pm}(\theta_s) = 0 \} P_s^{-1}, \quad P_s = s(sI - Q)^{-1}, \\ p^-(s) = P_s^{-1} P \{ \xi^-(\theta_s) = 0 \}, \quad q^-(s) = I - p^-(s).$$

Зауважимо, що якщо позначити  $R_-(s) = Cp_-(s)$  та  $R^-(s) = p^-(s)C$ , то для  $x \leq 0$  (див. [2])

$$P_-(s, x) = E \left[ e^{-s\tau^-(x)}, \tau^-(x) < \infty \right] P_s = q_-(s) e^{R_-(s)x} P_s, \\ P^-(s, x) = P_s e^{R^-(s)x} q^-(s). \quad (2)$$

Враховуючи, що  $\lim_{x \rightarrow -\infty} P^-(s, x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} P_-(s, x) = 0$ , одержуємо, що спектр матриць  $R_-(s)$ ,  $R^-(s)$  ( $\sigma(R_-(s))$  та  $\sigma(R^-(s))$ ) складається з додатних елементів.

Для перестрибкових функціоналів з [2, с. 48] випливає наступне твердження.

**Лема 1.** Для процесу  $Z(t)$  з кумулянтою (1)

$$f_s(dx, dy/u) = E \left[ e^{-s\tau^+(u)}, \gamma_+(u) \in dx, \gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty \right] = \\ = s^{-1} d_x P_+(s, u - x) p^-(s) \Pi(dy + x) I\{x < u\} + \\ + s^{-1} \int_{0 \vee (u-x)}^u dP_+(s, z) R^-(s) e^{R^-(s)(u-x-z)} q^-(s) \Pi(dx + y) dy, \quad (3)$$

$$g_s(dy/u) = E \left[ e^{-s\tau^+(u)}, \gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty \right] = s^{-1} \int_0^u dP_+(s, z) \times \\ \times \left( p^-(s) \Pi(dy + u - z) + R^-(s) \int_{u-z}^{\infty} e^{R^-(s)(u-x-z)} q^-(s) \Pi(dx + y) dy \right), \quad (4)$$

$$g(dy/u) = \lim_{s \rightarrow 0} g_s(dy/u) =$$

$$= \int_0^u dM_+(z) \left( \Pi(dy + u - z) + C \int_{u-z}^{\infty} e^{R^-(0)(u-x-z)} (I - p^-(0)) \Pi(dx + y) dy \right), \quad (5)$$

$$\partial e M_+(x): \int_0^{\infty} e^{i\alpha x} dM_+(x) = -\Psi^{-1}(\alpha) (C + i\alpha I)^{-1} (Cp^-(0) + i\alpha I).$$

Зауважимо, що  $dM_+(x) = \lim_{s \rightarrow 0} s^{-1} dP_+(s, x) p^-(s)$ , а матриці  $p_-(0)$ ,  $p^-(0)$  задовільняють відповідно рівняння

$$(\Lambda - Q)(I - p_-(0)) = \Lambda F_0(0) + \int_0^\infty \Pi(dz) (I - p_-(0)) e^{-Cp_-(0)z},$$

$$(I - p^-(0))(\Lambda - Q) = \Lambda F_0(0) + \int_0^\infty e^{-p^-(0)Cz} (I - p^-(0)) \Pi(dz).$$

**2. Червоний період.** У цьому пункті розглянемо функціонали, пов'язані з поведінкою  $\xi(t)$  після досягнення додатного рівня. Позначимо

$$z^+(u) = \sup_{\tau^+(u) \leq t < \infty} \xi(t) - u, \quad \tau'(u) = \inf\{t > \tau^+(u), \xi(t) < u\},$$

$$T'(u) = \begin{cases} \tau'(u) - \tau^+(u), & \tau^+(u) < \infty, \\ \infty, & \tau^+(u) = \infty. \end{cases}$$

Необхідно зауважити, що процес  $Z(t)$  можна розглядати як надлишковий процес ризику зі стохастичною функцією премій (розмір премії має експоненціальний розподіл) у марковському середовищі, а функціонали  $z^+(u)$ ,  $\tau'(u)$ ,  $T'(u)$  — як загальний дефіцит після банкрутства, час відновлення та „червоний період” відповідно (див. [7]).

**Теорема 1.** Для процесу  $Z(t)$  з кумулянтою (1)

$$\mathbb{P}\{z^+(u) < x, \tau^+(u) < \infty\} = \int_0^x g(dy/u) \mathbb{P}\{\xi^+ < x - y\}, \quad (6)$$

$$s\mathbb{E}\left[e^{-s\tau'(u)}, \tau'(u) < \infty\right] = \int_0^u dP_+(s, x) p^-(s) \left( \int_{u-x}^\infty \Pi(dz) q_-(s) e^{R_-(s)(u-x-z)} + \right. \\ \left. + C \int_{-\infty}^0 e^{R^-(s)y} q^-(s) \int_{u-x-y}^\infty \Pi(dz) q_-(s) e^{R^-(s)(u-x-y-z)} dz \right), \quad (7)$$

$$\mathbb{E}\left[e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty\right] = \int_0^u dM_+(x) \left( \int_0^\infty \Pi(dy + u - x) q_-(s) e^{-R_-(s)y} + \right. \\ \left. + C \int_{u-x}^\infty e^{R^-(0)(u-x-z)} q^-(0) \int_0^\infty \Pi(dy + z) q_-(s) e^{-R_-(s)y} dz \right). \quad (8)$$

**Доведення.** Беручи до уваги, що при умові  $\gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty$  функціонал  $z^+(u)$  є стохастично еквівалентним  $y + \xi^+$ , отримуємо

$$\mathbb{P}\{z^+(u) < x, \tau^+(u) < \infty\} = \int_0^x \mathbb{P}\{\gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty\} \mathbb{P}\{y + \xi^+ < x\}.$$

З допомогою міркувань, аналогічних використаним при доведенні теореми 5.1 у [8], для генератриси часу відновлення виводимо

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau'(u)}, \tau'(u) < \infty \right] &= \int_0^u dP_+(s, x) \int_{-\infty}^0 P_s^{-1} P^-(s, y) \times \\ &\times \int_{u-x-y}^{\infty} \Pi(dy) \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau^-(u-x-y-z)}, \tau^-(u-x-y-z) < \infty \right]. \end{aligned}$$

Поєднуючи останнє співвідношення з (2), одержуємо (7). Використовуючи строго марковську властивість, маємо

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[ e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty, x(T'(u)) = r/x(0) = k \right] &= \\ = \int_0^\infty \mathbb{E} \left[ e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty, \gamma^+(u) \in dy, x(T'(u)) = r/x(0) = k \right] &= \\ = \sum_{j=1}^m \int_0^\infty \mathbb{E} \left[ e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty, \gamma^+(u) \in dy, x(T'(u)) = r, x(\tau^+(u)) = j/x(0) = \right. & \\ \left. k \right] &= \sum_{j=1}^m \int_0^\infty \mathbb{P} \left\{ x(\tau^+(u)) = j, \gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty / x(0) = k \right\} \times \\ \times \mathbb{E} \left[ e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty, x(T'(u)) = r/\gamma^+(u) \in dy, x(\tau^+(u)) = j, \tau^+(u) < \infty, \right. & \\ \left. x(0) = k \right] &= \sum_{j=1}^m \int_0^\infty \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau^-(y)}, \tau^-(y) < \infty, x(\tau^-(y)) = r/x(0) = j \right] \times \\ \times \mathbb{P} \left\{ x(\tau^+(u)) = j, \gamma^+(x) \in dy, \tau^+(u) < \infty / x(0) = k \right\}. & \end{aligned}$$

При одержанні останньої рівності використано той факт, що за умови  $\gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty$  функціонал  $T'(u)$  є стохастично еквівалентним моменту досягнення рівня  $-y$ . У матричній формі

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[ e^{-sT'(u)}, T'(u) < \infty, \tau^+(u) < \infty \right] &= \\ = \int_0^\infty \mathbb{P} \left\{ \gamma^+(u) \in dy, \tau^+(u) < \infty \right\} \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau^-(y)}, \tau^-(y) < \infty \right]. & \end{aligned}$$

Використовуючи (2) та (5), одержуємо (8).

**3. Модифікований процес.** У даному пункті окрім результатів для перестрибкових функціоналів використовуються співвідношення для двограницьких функціоналів. Позначимо момент виходу з інтервалу  $(u-b, u)$ :

$$\tau(u, b) = \{t > 0 : \xi(t) \notin (u-b, u)\}.$$

Розглянемо події, що визначають момент виходу через верхню та нижню межу інтервалу,

$$A_+(u) = \{\omega : \xi(\tau(u, b)) \geq u\}, \quad A_-(u) = \{\omega : \xi(\tau(u, b)) \leq u - b\},$$

та відповідні перестрибки

$$\begin{aligned} \gamma_b^+(u) &= \xi(\tau(u, b)) - u, \quad \gamma_+^b(u) = u - \xi(\tau(u, b) - 0) \quad \text{на } A_+(u), \\ \gamma_b^-(u) &= (u - b) - \xi(\tau(u, b)), \quad \gamma_-^b(u) = \xi(\tau(u, b) - 0) - (u - b) \quad \text{на } A_-(u). \end{aligned}$$

З результатів роботи [1, с. 559] випливає, що

$$\begin{aligned} &\mathbb{E} \left[ e^{-s\tau(u, b)}, \gamma_b^-(u) \in dy, A_-(u) \right] = \\ &= \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau(u, b)}, A_-(u) \right] Ce^{-Cy} dy = B_b(s, u) Ce^{-Cy} dy, \quad (9) \\ f_{b,s}^+(dx, dy/u) &= \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau(u, b)}, \gamma_+^b(u) \in dx, \gamma_b^+(u) \in dy, A_+(u) \right] = \\ &= \left\| \mathbb{P} \{u - \xi(\theta_s) \in dx, \tau(u, b) > \theta_s, x(\theta_s) = r/x(0) = k\} \right\| \Pi(dy + x) I\{0 < x < b\} = \\ &= d_x H_s(b, u, u - x) \Pi(dy + x) I\{0 < x < b\}. \end{aligned}$$

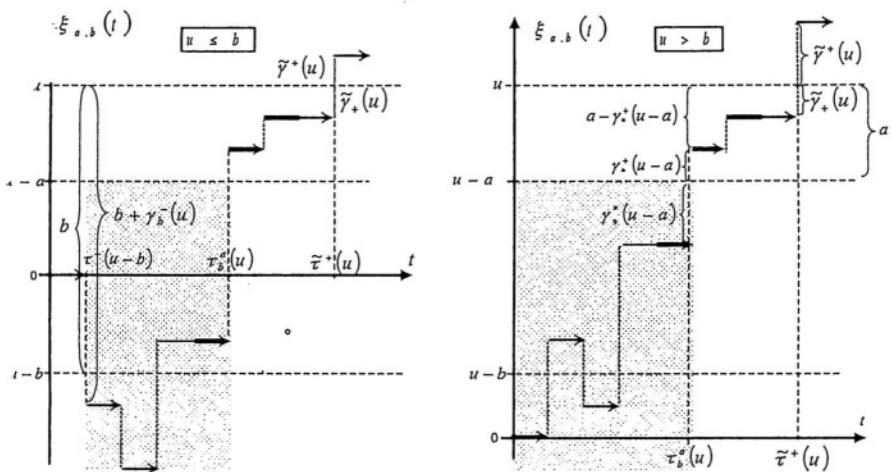
Зазначимо, що зображення для  $B_b(s, u)$  та  $d_x H_s(b, u, x)$  було одержано в роботі [1] для майже напівнеперервних зверху процесів. Для даного випадку можна застосувати той факт, що якщо  $\{\xi(t), x(t)\}$  є майже напівнеперервним зверху процесом, то  $\{-\xi(t), x(t)\}$  — майже напівнеперервний знизу процес.

Визначимо модифікований процес  $\xi_{a,b}(t)$ ,  $0 < a \leq b < \infty$ . Припустимо, що інтенсивності експоненціально розподілених від'ємних стрибків  $\xi_{a,b}(t)$  залежать від порогових рівнів  $a$  та  $b$  (див. [6]). В теорії ризику даний процес має наступну інтерпретацію. При досягненні резервом страхової компанії деякого рівня вона може зменшити величину премій для зачленення додаткових клієнтів. Тобто розподіл величини премій має параметр  $\tilde{C} = C(r)$ , якщо резерв компанії дорівнює  $r$ . Будемо припускати, що  $\tilde{C}$  набуває лише двох значень  $C$  та  $C_*$ , відповідно початкова та знижена величина премій. При цьому вважатимемо, що зміна між ними відбувається після проходження інертної зони  $(a, b)$ .

Приrostи процесу  $\xi_{a,b}(t)$  збігаються з приrostами процесу  $\xi(t)$  (з інтенсивностями  $C$ ) між останнім перетином знизу рівня  $u - a$  та наступним перетином зверху рівня  $u - b$ . Приrostи  $\xi_{a,b}(t)$  збігаються з приrostами  $\xi_*(t)$  (з інтенсивностями  $C_*$ ) між останнім перетином зверху рівня  $u - b$  та наступним перетином знизу рівня  $u - a$ . Будемо використовувати позначення генераторис із  $*$ , що відповідатиме процесу  $\xi_*(t)$ . Якщо  $x(t) = k$ , то

$$\begin{aligned} d\xi_{a,b}(t) &= d\xi_k(t) I\{0 \leq t \leq \tau^-(u - b)\} + d\xi_k^*(t) I\{\tau^-(u - b) < t \leq \tau_b^a(u)\} + \\ &+ d\xi_{a,b}(t - \tau_b^a(u)) I\{t > \tau_b^a(u)\}, \end{aligned}$$

де  $\tau_b^a(u) = \inf\{t > \tau^-(u - b) : \xi_{a,b}(t) \geq u - a\}$ .



Збудемо позначати через  $\tilde{\tau}^+(u)$ ,  $\tilde{\gamma}_+(u)$ ,  $\tilde{\gamma}^+(u)$  перестрибкові функціонали для модифікованого процесу  $\xi_{a,b}(t)$  (див. рисунок). Позначимо

$$f_s^{a,b}(dx, dy/u) = E \left[ e^{-s\tilde{\tau}^+(u)}, \tilde{\gamma}_+(u) \in dx, \tilde{\gamma}^+(u) \in dy, \tilde{\tau}^+(u) < \infty \right],$$

тоді функцію штрафу Гербера – Шіу можна визначити таким чином (див. [9]):

$$\Phi_s^{a,b}(u) = \int_0^\infty \int_0^\infty w(x, y) f_s^{a,b}(dx, dy/u),$$

де  $w(x, y)$ ,  $x, y > 0$ , – невід’ємна функція (штраф). Якщо параметр  $s$  розглядати як зорму відсотка, то  $\Phi_s^{a,b}(u)$  можна розглядати як дисконтований очікуваний штраф у момент банкрутства.

Припустимо, що процес  $e^{u-\xi_{a,b}(t)}$  описує ціну деякої акції, що може змінюватись випадковими стрибками. Розглянемо довічний американський пут опціон зі страйковою ціною  $K$ . Виплата в момент  $t$  буде дорівнювати  $(K - e^{u-\xi_{a,b}(t)})_+$ . Оптимальною стратегією є  $\tau_\beta = \inf\{t > 0 : e^{u-\xi_{a,b}(t)} < e^\beta\}$ , де межа виконання  $\beta$ :  $e^\beta \leq \min(e^u, K)$ . Нехай ринок є нейтральним до ризику, тоді ціна опціону визначається як очікувана дисконтувана виплата  $E \left[ e^{-s\tau_\beta} (K - e^{u-\xi_{a,b}(\tau_\beta)})_+ \right]$  або, з урахуванням того, що  $\tau_\beta = \tilde{\tau}^+(u - \beta)$ , як  $E \left[ e^{-s\tilde{\tau}^+(u - \beta)} (K - e^{\beta - \tilde{\gamma}^+(u - \beta)})_+ \right]$ . Тобто  $\Phi_s^{a,b}(u - \beta)$  з  $w(x, y) = (K - e^{\beta - y})_+$  можна також розглядати як ціну довічного американського пут опціону [10, с. 12].

**Теорема 2.** Для модифікованого процесу  $\{\xi_{a,b}(t), x(t)\}$ :

1) якщо  $0 < u \leq b$ , то

$$f_s^{a,b}(dx, dy/u) = f_{b,s}^+(dx, dy/u) + B_b(s, u) \int_0^\infty C e^{-Cz} f_s^{a,b}(dx, dy/z + b) dz; \quad (10)$$

2) якщо  $b < u$ , то

$$f_s^{a,b}(dx, dy/u) = f_s^*(dx - a, dy + a/u - a) I\{x > a\} + \int_0^a g_s^*(dz/u - a) \times$$

$$\times \left( f_{b,s}^+(dx, dy/a - z) + B_b(s, a - z) \int_0^\infty C e^{-Cv} f_s^{a,b}(dx, dy/v + b) dv \right), \quad (11)$$

$\partial e$

$$\begin{aligned} & \left( I - \int_0^\infty C e^{-Cz} \int_0^a g_s^*(dv/b - a + z) B_b(s, a - v) dz \right) \int_0^\infty C e^{-Cz} f_s^{a,b}(dx, dy/z + b) dz = \\ & = \int_0^\infty C e^{-Cz} \left( f_s^*(dx - a, dy + a/b - a + z) I\{x > a\} + \right. \\ & \quad \left. + \int_0^a g_s^*(dv/b - a + z) f_{b,s}^+(dx, dy/a - v) \right) dz. \end{aligned} \quad (12)$$

**Доведення.** Співвідношення (10) є аналогом результату роботи [6]. Використовуючи формулу повної ймовірності та строго марковську властивість, для випадку  $u > b$  виводимо

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left[ e^{-s\tilde{\tau}^+(u)}, \tilde{\gamma}_+(u) \in dx, \tilde{\gamma}^+(u) \in dy, \tilde{\tau}^+(u) < \infty \right] = \\ & = \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau_*^+(u-a)}, \gamma_*^*(u-a) + a \in dx, \gamma_*^+(u-a) - a \in dy, \right. \\ & \quad \left. \gamma_*^+(u-a) > a, \tau_*^+(u-a) < \infty \right] + \\ & + \int_0^a \mathbb{E} \left[ e^{-s\tau_*^+(u-a)}, \gamma_*^+(u-a) \in dz, \tau_*^+(u-a) < \infty \right] \times \\ & \times \mathbb{E} \left[ e^{-s\tilde{\tau}^+(a-z)}, \tilde{\gamma}_+(a-z) \in dx, \tilde{\gamma}^+(a-z) \in dy, \tilde{\tau}^+(a-z) < \infty \right]. \end{aligned} \quad (13)$$

Звідси випливає (11). Після інтегрального перетворення з (11) отримуємо (12).

Теорему доведено.

Зауважимо, що для скалярного випадку ( $m = 1$ ) матричні співвідношення дещо спрощуються. Якщо покласти  $w(x, y) = 1$ , то  $\Phi_0^{a,b}(u)$  визначає ймовірність банкрутства для модифікованого процесу.

**Наслідок 1.** Для скалярного модифікованого процесу  $\xi_{a,b}(t)$ :

1) якщо  $0 < u \leq b$ , то

$$\Phi_0^{a,b}(u) = 1 - B_b(u) \left( 1 - \int_0^a g_*(dz/b - a + \theta'_c) B_b(a - z) \right)^{-1} P_+^*(b - a + \theta'_c); \quad (14)$$

2) якщо  $b < u$ , то

$$\Phi_0^{a,b}(u) = P_+^*(u - a) - \int_0^a g_*(dz/u - a) B_b(a - z) \times$$

$$\times \left( 1 - \int_0^a g_*(dz/b - a + \theta'_c) B_b(a - z) \right)^{-1} P_+^*(b - a + \theta'_c), \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \partial e P_+^*(b - a + \theta'_c) &= \int_0^\infty ce^{-cx} P\{\xi_*^+ < b - a + x\} dx, \quad g_*(dz/b - a + \theta'_c) = \\ &= \int_0^\infty ce^{-cx} \{g_*^+(b - a + x) \in dz, \tau_*^+(b - a + x) < \infty\} dx. \end{aligned}$$

*Приклад.* Припустимо, що для скалярного процесу ризику премії  $\xi'_n$  мають показниковий розподіл з параметром  $\tilde{c}$ , а величини вимог  $\xi_n$  мають розподіл Ерланга (2)

$$P\{\xi_n < x\} = \delta^2 x e^{-\delta x}, \quad x > 0.$$

Знайдемо відповідну ймовірність банкрутства при  $u \leq b$ .

Згідно з прикладом 5.2 [3], при  $E\xi(1) < 0$  та  $E\xi_*(1) < 0$

$$P\{\xi_*^+ < u\} = P_+^*(u) = 1 - a_1^* e^{-r_1^* u} - a_2^* e^{-r_2^* u};$$

$$M_+^*(0+) = \frac{1}{\lambda}, \quad dM_+^*(x) = \frac{1}{c_* |E\xi_*(1)|} dP_+^*(x), \quad R^-(0) = p^-(0) = 0,$$

$$B_b(u) = (1 - a_1 e^{-r_1 u} - a_2 e^{-r_2 u}) (1 - b_1 e^{-r_1 b} - b_2 e^{-r_2 b})^{-1},$$

де величини  $a_i, a_i^*, b_i$  не залежать від  $u$  та  $b$ ;  $r_i$  та  $r_i^*$  — додатні корені рівняння Лундберга для процесів  $\xi(t)$  та  $\xi_*(t)$  відповідно. Використовуючи (5), з (14) одержуємо ( $u \leq b$ )

$$P\{\tilde{\tau}^+(u) < \infty\} = 1 - \frac{(1 - a_1 e^{-r_1 u} - a_2 e^{-r_2 u})(1 - f_1^* e^{-r_1^*(b-a)} - f_2^* e^{-r_2^*(b-a)})}{P(u, a, b)}, \quad (16)$$

$$\begin{aligned} P(u, a, b) &= 1 - f_2 e^{-r_1 b} - f_3 e^{-r_2 b} + (g_{11} + g_{12}(b-a)) e^{-\delta(b-a)} + \\ &+ (g_{21} + g_{22}(b-a)) e^{-\delta(b-a)-r_1 a} + (g_{31} + g_{32}(b-a)) e^{-\delta(b-a)-r_2 a}, \end{aligned}$$

де  $f_i, f_i^*$  та  $g_{ij}$  не залежать від  $u, a$  та  $b$ .

Припустимо, що  $c = 1, c_* = 4, \delta = 20, \lambda_1 = 2, \lambda_2 = 1$ , тоді  $E\xi(1) = -19/10, E\xi_*(1) = -2/5$ . Відповідними коренями Лундберга є  $r_1 = 8, r_2 = 95/3$  та  $r_1^* = 20/3, r_2^* = 32$ .

Крім того, розподіл абсолютно максимуму процесу  $\xi_*(t)$  та ймовірність виходу процесу  $\xi(t)$  з інтервалу  $(u-b, b)$  через нижню межу мають відповідно зображення

$$P\{\xi_*^+ < u\} = 1 - \left( \frac{32}{57} e^{-20x/3} - \frac{9}{95} e^{-32x} \right),$$

$$B_b(u) = P\{\xi(\tau(u, b)) \leq u-b\} = \frac{1 + \frac{49}{426} e^{-95u/3} - \frac{171}{355} e^{-8u}}{1 + \frac{1}{284} e^{-95b/3} - \frac{19}{355} e^{-8b}}.$$

Якщо  $a = b$ , то з (16) для ймовірності банкрутства одержуємо

$$P\{\tilde{\tau}^+(u) < \infty\} = 1 - \frac{1 + \frac{49}{426}e^{-95u/3} - \frac{171}{355}e^{-8u}}{1 - \frac{45}{111328}e^{-95b/3} + \frac{19}{852}e^{-8b}}.$$

1. Карнаух Є. В. Двограничні задачі для майже напівнеперервних процесів, заданих на ланцюгу Маркова // Укр. мат. журн. – 2007. – 59, № 4. – С. 555–565.
2. Карнаух Є. В. Перестрибкові функціонали для майже півнеперервних процесів на ланцюгу Маркова // Теорія ймовірностей та мат. статистика. – 2007. – 76. – С. 45–53.
3. Гусак Д. В. Граничні задачі для процесів з незалежними приростами в теорії ризику. – Київ: Ін-т математики НАН України, 2007. – 460 с.
4. Asmussen S. Ruin probabilities. – Singapore: World Sci., 2000. – 385 p.
5. Jasiulewicz H. Probability of ruin with variable premium rate in a Markovian environment // Insurance: Math. and Econ. – 2001. – 29. – P. 291–296.
6. Bratiychuk M. S., Derfla D. On a modification of the classical risk process // Ibid. – 2007. – 41. – P. 156–162.
7. Rolsky T., Shmidly H., Shmidt V., Teugels J. Stochastic processes for insurance and finance. – New York: John Wiley, 1999. – 654 p.
8. Гусак Д. В. Граничні задачі для процесів з незалежними приростами, заданими на ланцюгу Маркова, та напівмарковських процесів. – Київ: Ін-т математики НАН України, 1998. – 320 с.
9. Gerber H. U., Shiu S. W. On the time value of ruin // North Amer. Actuar. J. – 1998. – 2, № 1. – P. 48–78.
10. Gerber H. U., Shiu S. W. From ruin theory to pricing reset guarantees and perpetual put options // Insurance: Math. and Econ. – 1999. – 24. – P. 3–14.

Одержано 04.04.08,  
після доопрацювання – 19.02.09