

Задача оптимальної зупинки для процесів з незалежними приростами

ГЕОРГІЙ М. ШЕВЧЕНКО, АННА Г. МОРОЗ

(Представлена С. Я. Мазном)

Анотація. У роботі розглядається задача оптимальної зупинки для процесів із незалежними приростами у випадках, коли функція виплат показникова $g(x) = (1 - e^{-x})^+$ або логарифмічна $g(x) = (\ln x)^+$. Для показникової функції виплат показано, що оптимальний момент зупинки є моментом першого перетину певного рівня. Для логарифмічної функції виплат доведено, що у класі моментів перетину рівня немає оптимального розв'язку.

2000 MSC. 60G40, 60G51, 33C65.

Ключові слова та фрази. Момент оптимальної зупинки, функції виплат, процеси з незалежними приростами.

1. Вступ

Розглянемо модель фінансового ринку з єдиним безризиковим активом. Ціновий процес для цього активу моделюється процесом з незалежними приростами $\{X_t, t \in T\}$, з початковим значенням $X_0 = x \in \mathbb{R} = (-\infty, \infty)$. Цей процес визначено на ймовірнісному просторі (Ω, \mathcal{F}, P) з натуральною фільтрацією $\mathcal{F}_t = \sigma\{X_s, s \leq t\}$, $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$. Модель ринку може бути дискретною, у цьому випадку параметрична множина $T \subset \mathbb{Z}^+ = \{0, 1, 2, \dots\}$, або неперервною — $T \subset \mathbb{R}^+ = [0, \infty)$. Безризикова відсоткова ставка стала і дорівнює $q \geq 0$.

Задача оптимальної реалізації довічного платіжного зобов'язання американського типу з функцією виплат g формулюється так: максимізувати очікувану дисконтовану виплату

$$\mathbf{E}(g(X_\tau)e^{-q\tau}\mathbf{I}\{\tau < \infty\})$$

Стаття надійшла в редакцію 23.02.2009

у класі M всіх марковських моментів τ відносно (\mathcal{F}_t) зі значеннями в $[0, \infty]$. Іншими словами, задача полягає у відшуванні функції “вартості”

$$V(x) = \sup_{\tau \in M} \mathbf{E}(g(X_\tau)e^{-q\tau} \mathbf{I}\{\tau < \infty\}). \quad (1.1)$$

Оптимальним називатимемо такий момент зупинки τ^* , для якого

$$V(x) = \mathbf{E}(g(X_{\tau^*})e^{-q\tau^*} \mathbf{I}\{\tau^* < \infty\}), \quad x \in \mathbb{R}. \quad (1.2)$$

Задачу оптимальної зупинки з функцією виплат $g(x) = (x^+)^v = (\max\{x, 0\})^v$ при $v = 1, 2, \dots$ для дискретного часу було розв’язано у [1, 5], її розв’язок узагальнено на випадок довільних $v > 0$ в [3]. Також у [5] для випадкового блукання було розв’язано задачу з функцією виплат $g(x) = (1 - e^{-x})^+$. У даній роботі ми узагальнимо одержаний в [5] результат на випадок процесів з незалежними приростами і розглянемо задачу про оптимальну зупинку для процесів із незалежними приростами з функцією виплат $g(x) = (\ln x)^+$.

Так само, як і в [3], момент оптимальної зупинки шукатимемо у вигляді

$$\tau^* = \tau_a = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a\}, \quad (1.3)$$

де оптимальне значення параметра a залежить від вигляду функції $g(x)$.

2. Функції Аппелля

Для розв’язання задач оптимальної зупинки нам знадобиться поняття функцій Аппелля. Функції Аппелля є деяким узагальненням поліномів Аппелля [4].

Поліномами Аппелля, породженими випадковою величиною η , такою що $\mathbf{E}|\eta|^n < \infty$ для всіх $n \geq 1$, називаються поліноми вигляду

$$Q_k(y; \eta) = (-1)^k \frac{d^k}{du^k} \left(\frac{e^{-uy}}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} \right) \Big|_{u=0}, \quad k = 1, 2, \dots, n. \quad (2.1)$$

Припустимо тепер, що η — невід’ємна випадкова величина, і

$$P(\eta < \varepsilon) > 0 \text{ для всіх } \varepsilon > 0. \quad (2.2)$$

Визначимо функції Аппелля порядку v для $v < 0$ наступним чином:

$$Q_v(y; \eta) = \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} \frac{du}{\Gamma(-v)}, \quad y > 0, \quad v < 0, \quad (2.3)$$

де $\Gamma(z)$ — гамма-функція. Згідно з цим визначенням, функція $Q_v(y; \eta)$ неперервна за параметрами v та y . Відмітимо, що

$$\lim_{v \uparrow 0} Q_v(y; \eta) = 1 \quad (2.4)$$

і довизначимо $Q_v(y; \eta)$ при $v = 0$ за неперервністю, поклавши

$$Q_0(y; \eta) = 1 \text{ для всіх } y > 0. \quad (2.5)$$

Задамо тепер $Q_v(y; \eta)$ для дійсних $v > 0$ за допомогою наступного співвідношення:

$$Q_v(y; \eta) = Q_v(0; \eta) + v \int_0^\infty Q_{v-1}(z; \eta) dz, \quad y > 0, \quad v > 0, \quad (2.6)$$

і покладемо

$$Q_v(0; \eta) = -v \mathbf{E} \left(\int_0^\eta Q_{v-1}(z; \eta) dz \right). \quad (2.7)$$

Неважко показати, що для означених таким чином функцій Ашелля виконуються властивості (див., наприклад, [3]):

$$\frac{d}{dy} Q_v(y; \eta) = v Q_{v-1}(y; \eta), \quad (2.8)$$

$$\mathbf{E} Q_v(y + \eta; \eta) = y^v. \quad (2.9)$$

Також, має місце наступна лема.

Лема 2.1. *Нехай виконується (2.2) і $\mathbf{E}(\eta^n) < \infty$ для всіх $n \geq 1$. Тоді для всіх $v > 0$ існує таке a_v , що*

- $Q_v(y; \eta) \leq 0$ для $0 < y < a_v$, $Q_v(a_v; \eta) = 0$,
- $Q_v(y; \eta)$ зростає для $y \geq a_v$.

Доведення цієї леми наведено в [3]. □

3. Деякі факти про розподіл максимуму

Розглянемо незалежну від X_t показникову випадкову величину θ з параметром q , тобто

$$P(\theta > t) = e^{-qt}. \quad (3.1)$$

Позначимо

$$M_\theta = \sup_{0 \leq t < \theta} (X_t - x), \quad (3.2)$$

а у випадку $q = 0$

$$M_\infty = \sup_{0 \leq t < \infty} (X_t - x), \quad (3.3)$$

причому $\mathbf{E}(X_1^+) < \infty$ і $\mathbf{E}(X_1 - x) < 0$.

Лема 3.1. Якщо $q \geq 0$, тоді для всіх $\varepsilon > 0$ виконується

$$P(M_\theta < \varepsilon) > 0. \quad (3.4)$$

Лема 3.2. Нехай $v > 0$, і виконуються умови:

1. якщо $q = 0$ то $\mathbf{E}(X_1) < 0$, $\mathbf{E}((X_1^+)^{v+1}) < \infty$;
2. якщо $q > 0$ то $\mathbf{E}((X_1^+)^v) < \infty$.

Тоді $\mathbf{E}(M_\theta^v) < \infty$.

Доведення лем 3.1 та 3.2 наведено в [3]. □

Лема 3.3. 1. Нехай $\tau_a = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a\}$, $a \geq x$. Тоді для всіх $u \leq 0$ виконується

$$\mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\} e^{uX_{\tau_a}} e^{-q\tau_a}) = \frac{\mathbf{E}(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} e^{u(M_\theta + x)})}{\mathbf{E}(e^{uM_\theta})}. \quad (3.5)$$

2. При виконанні умов лем 3.2 для всіх $a \geq x$ і всіх v справедлива рівність

$$\mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\} X_{\tau_a}^v e^{-q\tau_a}) = \mathbf{E}(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} Q_v(M_\theta + x; M_\theta)). \quad (3.6)$$

3. Нехай виконані умови лем 3.2 і початкова умова $x \geq 1$. Тоді для всіх $a \geq x$ має місце наступна рівність

$$\begin{aligned} & \mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\} \ln X_{\tau_a} e^{-q\tau_a}) \\ &= \mathbf{E}\left(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} \int_0^\infty \frac{e^{-u(M_\theta + x)}}{u} \left(1 - \frac{1}{\mathbf{E}e^{-uM_\theta}}\right) du\right). \end{aligned} \quad (3.7)$$

Доведення. Доведення пунктів 1, 2 наведено в [3]. Доведемо п. 3.

Обчислимо похідну зліва $\frac{\partial_-}{\partial v} Q_v(y; \eta)|_{v=0}$ за означенням:

$$\begin{aligned} \frac{\partial_-}{\partial v} Q_v(y; \eta) \Big|_{v=0} &= \frac{\partial}{\partial v} \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\mathbf{E}e^{-u\eta} \Gamma(-v)} du \Big|_{v=0} \\ &= \lim_{v \rightarrow 0^-} \frac{1}{v} \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\mathbf{E}e^{-u\eta} \Gamma(-v)} du - Q_0(y; \eta) \\ &= \lim_{v \rightarrow 0^-} \frac{1}{v} \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\Gamma(-v)} \left(\frac{1}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} - y^{-v} \right) du \\ &= \lim_{v \rightarrow 0^-} \frac{1}{v} \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\Gamma(-v)} \left(\frac{1}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} - 1 \right) du \\ &\quad + \lim_{v \rightarrow 0^-} \frac{1}{v} \int_0^\infty u^{-v-1} \frac{e^{-uy}}{\Gamma(-v)} (1 - y^{-v}) du \\ &= \int_0^\infty u^{-1} e^{-uy} \left(1 - \frac{1}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} \right) du + 0 \\ &= \int_0^\infty u^{-1} e^{-uy} \left(1 - \frac{1}{\mathbf{E}e^{-u\eta}} \right) du. \end{aligned}$$

Для обох доданків граничний перехід під знаком інтегралу можливий завдяки теоремі Лебега про монотонну збіжність. Також ми використали те, що $Q_0(y; \eta) = 1 = \int_0^\infty u^{-v-1} y^{-v} \frac{e^{-uy}}{\Gamma(-v)} du$ за означенням гама-функцій та $Q_0(y; \eta)$.

Поклавши $y = M_\theta + x$, $\eta = M_\theta$, одержимо

$$\frac{\partial_-}{\partial v} Q_v(M_\theta + x, M_\theta) \Big|_{v=0} = \int_0^\infty u^{-1} e^{-u(M_\theta+x)} \left(1 - \frac{1}{\mathbf{E}e^{-uM_\theta}} \right) du.$$

Продиференціюємо п. 2 за параметром v у точці $v = 0$ зліва:

$$\mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\} \ln X_{\tau_a} e^{-q\tau_a}) = \mathbf{E}\left(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} \frac{\partial_-}{\partial v} Q_v(M_\theta + x, M_\theta) \Big|_{v=0}\right).$$

Для лівої частини диференціювання під знаком математичного сподівання можливе завдяки монотонній збіжності, у правій частині вираз

під математичним сподіванням дограничний вираз можна розбити на два доданки, як вище, для кожного з яких має місце монотонна збіжність. Лему доведено. \square

Лема 3.4. *Нехай $t \in \mathbf{Z}^+$, $q \geq 0$, $f(x)$ та $g(x)$ — невід’ємні функції, такі, що для всіх x $f(x) \geq g(x)$, і*

$$f(x) \geq e^{-q} \mathbf{E}f(X_1). \quad (3.8)$$

Тоді для всіх x справедлива нерівність:

$$f(x) \geq \sup_{\tau \in M} \mathbf{E}(g(X_\tau) e^{-q\tau} \mathbf{I}\{\tau < \infty\}). \quad (3.9)$$

Доведення леми див. у [3].

4. Основні результати

Наступну теорему доведено у [3].

Теорема 4.1. *Нехай $g(x) = (x^+)^v$, $v > 0$ виконані умови леми 3.2, і a_v — додатний корінь рівняння*

$$Q_v(a_v; M_\theta) = 0. \quad (4.1)$$

Тоді момент зупинки

$$\tau_{a_v} = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a_v\} \quad (4.2)$$

буде оптимальним, і

$$V(x) = \mathbf{E}(Q_v(M_\theta + x; M_\theta) \mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a_v\}). \quad (4.3)$$

Використовуючи схожі методи, доведемо аналогічне твердження для показникової функції виплат.

Теорема 4.2. *Нехай $g(x) = (1 - e^{-x})^+$, виконані умови леми 3.2, і*

$$a^* = -\ln \mathbf{E}e^{-M_\theta}. \quad (4.4)$$

Тоді момент зупинки

$$\tau_{a^*} = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a^*\} \quad (4.5)$$

буде оптимальним, і

$$V(x) = \mathbf{E}(1 - e^{-M_\theta - x} (\mathbf{E}e^{-M_\theta})^{-1})^+. \quad (4.6)$$

Доведення. Наряду з функцією $V(x)$ розглянемо функцію

$$\hat{V}(x) = \sup_{\tau_a \in \hat{M}} \mathbf{E}(g(X_{\tau_a})e^{-q\tau_a} \mathbf{I}\{\tau < \infty\}), \quad (4.7)$$

де \hat{M} — клас моментів зупинки виду $\tau_a = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a\}$, $a \geq x$. Очевидно, $\hat{V}(x) \leq V(x)$, як супремум за вужчим класом моментів зупинки. Відмітимо, що за п. 1 леми 3.3 при значенні $u = -1$ справедлива рівність

$$\mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\}e^{-X_{\tau_a}}e^{-q\tau_a}) = \frac{\mathbf{E}(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\}e^{-(M_\theta+x)})}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}, \quad (4.8)$$

звідки

$$\mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\}g(X_{\tau_a})e^{-q\tau_a}) = \mathbf{E}\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} \left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right). \quad (4.9)$$

Оскільки функція $1 - \frac{e^{-a}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}$ монотонна за a і має єдиний корінь $a^* = -\ln \mathbf{E}e^{-M_\theta}$, то ліва частина (4.9) досягає свого максимуму в точці $a = a^*$, причому

$$\hat{V}(x) = \mathbf{E}\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a^*\} \left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right) = \mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+. \quad (4.10)$$

Таким чином, ми показали, що $\hat{V}(x)$ досягає максимуму в точці a^* . Залишилося довести справедливість нерівності $\hat{V}(x) \geq V(x)$. Для цього розглянемо функцію $f(x) = \mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+$. За нерівністю Іенсена:

$$f(x) \geq \left(1 - \frac{\mathbf{E}e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ = (1 - e^{-x})^+ = g(x). \quad (4.11)$$

Позначимо $\xi = X_1 - x$, і розглянемо випадкову величину γ таку, що

$$P(\gamma = 1) = 1 - P(\gamma = 0) = e^{-q}. \quad (4.12)$$

Тоді $\hat{M}_\theta = (\gamma M_\theta + \xi)^+$ за розподілом, і справедливі наступні нерівності

$$\begin{aligned} e^{-q}\mathbf{E}f(X_1) &= e^{-q}\mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+X_1)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ \\ &= e^{-q}\mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x+\xi)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ = \mathbf{E}\left(e^{-q} - \frac{e^{-q}e^{-(M_\theta+x+\xi)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ \\ &\leq \mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(\gamma M_\theta+x+\xi)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ = \mathbf{E}\left(1 - \frac{e^{-(M_\theta+x)}}{\mathbf{E}(e^{-M_\theta})}\right)^+ = f(x). \end{aligned} \quad (4.13)$$

З (4.11), (4.13) за лемою 3.4 випливає $f(x) = \hat{V}(x) \geq V(x)$, що завершує доведення теореми. \square

Нехай тепер $g(x) = (\ln x)^+$, $q \geq 2$, початкова умова $X_0 = x \geq 1$ і виконані умови леми 3.2.

Спробуємо відшукати оптимальний момент зупинки τ_a для цього випадку у вигляді

$$\tau_a = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a\}, \quad (4.14)$$

де $a \geq x$. Розглянемо функцію

$$\hat{V}(x) = \sup_{\tau_a \in \hat{M}} \mathbf{E}(g(X_{\tau_a})e^{-q\tau_a}\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\}), \quad (4.15)$$

де \hat{M} — клас моментів зупинки виду $\tau_a = \inf\{t \geq 0 : X_t \geq a\}$, $a \geq x$. Як і в попередній теоремі, $\hat{V}(x) \leq V(x)$. Відмітимо, що за п. 3 леми 3.3 справедлива рівність

$$\begin{aligned} & \mathbf{E}(\mathbf{I}\{\tau_a < \infty\} \ln X_{\tau_a} e^{-q\tau_a}) \\ &= \mathbf{E}\left(\mathbf{I}\{M_\theta + x \geq a\} \int_0^\infty u^{-1} e^{-u(M_\theta+x)} \left(1 - \frac{1}{E e^{-uM_\theta}}\right) du\right). \end{aligned} \quad (4.16)$$

Оскільки функція e^{-ua} додатна і спадає, $1 - \frac{1}{E e^{-uM_\theta}}$ при $u \geq 0$ від'ємна і спадає, то інтеграл у правій частині (4.16) від'ємний та зростає, і ліва частина досягає свого максимуму на нескінченності. Тобто, в цьому випадку не існує оптимального моменту зупинки вигляду (1.3).

5. Висновки

Ми розглянули задачу оптимальної зупинки процесів із незалежними приростами і довели, що для показникової функції виплат оптимальний момент зупинки є моментом першого перетину рівня, який знайдено в явному вигляді. Для логарифмічної функції виплат доведено, що у класі моментів перетину рівня не існує оптимального розв'язку.

Література

- [1] A. Darling, T. Liggett, H. M. Taylor, *Optimal stopping for partial sums* // Ann. Math. Stat., (1972), N 43, 1363–1368.
- [2] A. Kyprianou, A. Budhi, *On the Novikov–Shiryaev optimal stopping problem in continuous time* // Electron. Comm. Probab., (2005), N 10, 146–154.
- [3] A. Novikov, A. Shiryaev, *On a solution of the optimal stopping problem for processes with independent increments* // Stochastics, **79**, (2007), N 3–4, 393–406.
- [4] W. Schoutens, *Stochastic processes and orthogonal polynomials*, New-York: Springer–Verlag, 2000.

- [5] А. Новиков, А. Ширяев, *Об одном эффективном случае решения задачи об оптимальной остановке для случайных блужданий* // Теор. Вероятн. Примен., **49**, (2004), N 2, 373–382.

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ

**Георгій М.
Шевченко,
Анна Григорівна
Мороз**

Кафедра теорії ймовірностей та
математичної статистики,
Механіко-математичний факультет
Київський національний університет
ім. Т. Шевченка,
вул. Володимирська, 64,
Київ, 01033,
Україна
E-Mail: zhora@univ.kiev.ua,
mag-87@inbox.ru