

## Интегральное Уравнение с Запаздывающим Аргументом в Процессах Полумарковского Блуждания

Т.И.Насирова, Э.М.Нейманов, У.Я.Керимова

---

**Аннотация.** Пользуясь последовательностью независимых случайных величин построено разностный процесс полумарковского блуждания. Найдено преобразование Лапласа распределения длительности времени пребывания разностного процесса полумарковского блуждания.

**Key Words and Phrases:** случайная величина, процесс полумарковского блуждания, преобразование Лапласа.

---

### 1. Введение

Исследованию преобразования Лапласа распределения длительности времени пребывания случайных процессов посвящено не так много работ. В работе [1, с. 61-63] исследовано асимптотическое поведение случайных блужданий в случайной среде задерживающим экраном. В [2, с. 160-165] изучено случайное блуждание в полосе. В работе [3, с. 26-51] найдено асимптотическое разложение распределения определенных на Марковских цепях. В работе [4, с. 61-63] исследованы разнообразные полумарковские процессы с задерживающим экраном и функционалы от этих процессов. В [5, с. 77-84] найдено преобразование Лапласа распределения нижнего граничного функционала процесса полумарковского блуждания с задерживающим экраном в нуле. В [6, с. 49-60] найдено преобразование Лапласа эргодического распределения процесса полумарковского блуждания с отрицательным сносом, неотрицательными скачками и задерживающим экраном в нуле.

В данной работе найдено преобразование Лапласа распределения длительности времени пребывания разностного процесса полумарковского блуждания

### 2. Описание процесса

Пусть на вероятностном пространстве заданы две независимых одиночного распределенных случайных величин последовательности

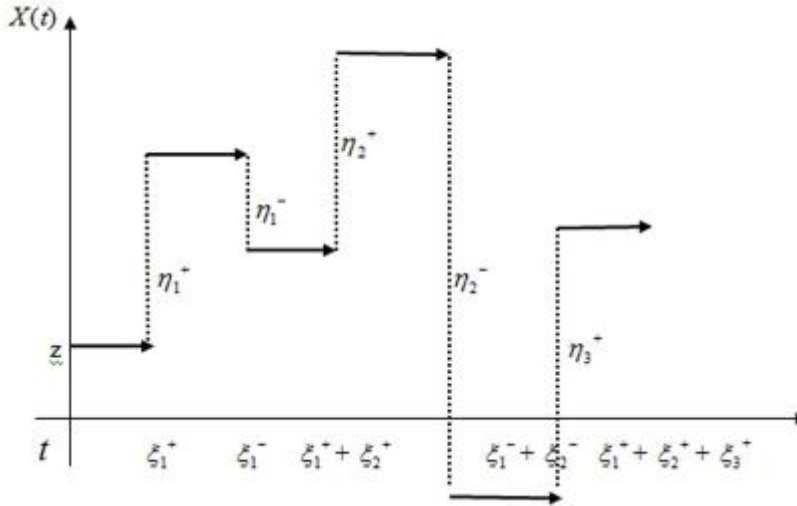
$\{\xi_k^+, \eta_k^+\}_{k=1, \infty}$  и  $\{\xi_k^-, \eta_k^-\}_{k=1, \infty}$ , пары в каждой последовательности независимо и  $\xi_k^\pm > 0$ ,  $\eta_k^\pm > 0$ . По этим случайным величинам построим следующие процессы полумарковского блуждания

$$X^+(t) = \sum_{i=1}^{k-1} \eta_i^+ X^+(t) = \sum_{i=1}^{k-1} \eta_i^+, \text{ если } \sum_{i=1}^{k-1} \xi_i^+ \leq t < \sum_{i=1}^k \xi_i^+ \\ , X^-(t) = \sum_{i=1}^{k-1} \eta_i^-, \text{ если } \sum_{i=1}^{k-1} \xi_i^- \leq t < \sum_{i=1}^k \xi_i^- .$$

Процесс

$$X(t) = X^+(t) - X^-(t) \quad (1)$$

назовем разностным процессом полумарковского блуждания.  
Одна из его реализаций будет следующая



Цель в статье найти преобразование Лапласа распределения длительности времени пребывания процесса (1)

Предполагаем, что случайная величина  $\xi_1^+$  распределена по экспоненциальному закону. Тогда  $X(t)$  становится сложным разностным Марковским процессом

### 3. Постановка задачи

Пусть процесс  $X(t)$  функционирует в полосе  $[b, a]$ ,  $a > 0$ ,  $b > 0$ .

Обозначим

$$A_z = \left\{ \inf_{0 \leq s \leq t} X(s) > b; \sup_{0 \leq s \leq t} X(s) < a | X(0) = z \right\}, z > 0$$

и

$$K(t; b, a | X(0) = z) = P \left\{ \inf_{0 \leq s \leq t} X(s) > b; \sup_{0 \leq s \leq t} X(s) < a | X(0) = z \right\}. \quad (2)$$

Обе части этого равенства умножим на  $e^{-\theta t}$ ,  $\theta > 0$ ,  $t > 0$  и проинтегрируем по  $t$

$$\tilde{K}(\theta; b, a | X(0) = z) = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\theta t} P \left\{ \inf_{0 \leq s \leq t} X(s) > b; \sup_{0 \leq s \leq t} X(s) < a | X(0) = z \right\} dt.$$

Событие  $A_z$  происходит при следующих пяти гипотезах

$$H_1 = \{ \xi_1^+ > t; \xi_1^- > t \},$$

$$H_2 = \{ \xi_1^+ < \xi_1^- < t \},$$

$$H_3 = \{\xi_1^+ < t < \xi_1^-\},$$

$$H_4 = \{\xi_1^- < \xi_1^+ < t\},$$

$$H_5 = \{\xi_1^- < t < \xi_1^+\},$$

Для краткости обозначим  
 $K(t; b, a|X(0) = z) = K(t|z)$   
 Тогда имеем

$$\begin{aligned} K(t|z) &= P(A_z \bigcup_{i=1}^5 H_i) = P(A_z H_1) + P(A_z H_2) + P(A_z H_3) + P(A_z H_4) + P(A_z H_5) \\ &= P\{\xi_1^+ > t; \xi_1^- > t | X(0) = z\} \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^+ < s; \xi_1^- \in ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s; |y) \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^+ < ds; \xi_1^- > t; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s; |y) \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^- < s; \xi_1^+ \in ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s; |y) \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^- \in ds; \xi_1^+ > t; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s; |y). \end{aligned}$$

Учитывая порядок моментов скачков, т.е.  $\xi_1^+ > \xi_1^-$  и  $\xi_1^+ < \xi_1^-$  имеем

$$\begin{aligned} K(t|z) &= P\{\xi_1^+ > t; \} P\{\xi_1^- > t\} \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^+ < s; \xi_1^- \in ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s|y) \\ &+ P\{\xi_1^- > t\} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^+ < ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s|y) \\ &+ \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^- < s; \xi_1^+ \in ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s|y) \\ &+ P\{\xi_1^+ > t; \} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P\{\xi_1^- \in ds; X(s) \in dy | X(0) = z\} K(t-s|y). \end{aligned}$$

Упростим уравнение (2)

$$K(t|z) = P\{\xi_1^+ > t; \} P\{\xi_1^- > t\}$$

$$\begin{aligned}
& + \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P \{ \xi_1^+ < s; \xi_1^- \in ds; \max[\min(a; z + X^+(s) - \eta_1^-; b] \in dy \} K(t-s; |y) \\
& \quad + P \{ \xi_1^- > t \} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P \{ \xi_1^+ \in ds; \min(a; z + \eta_1^+) \in dy | \} K(t-s; |y) \\
& + \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P \{ \xi_1^- < s; \xi_1^+ \in ds; \min[\max(b; z - X^-(s)) + \eta_1^+, a] \in dy \} K(t-s; |y) \\
& \quad + P \{ \xi_1^+ > t \} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t P \{ \xi_1^- \in ds; \max(b; z - \eta_1^-) \in dy \} K(t-s; |y)
\end{aligned}$$

Учитывая порядок моментов скачков, т.е.  $\xi_1^+ > \xi_1^-$  и  $\xi_1^+ < \xi_1^-$  имеем

$$\begin{aligned}
K(t|z) & = P \{ \xi_1^+ > t; \} P \{ \xi_1^- > t \} \\
& + P \{ \xi_1^- > t \} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t d_y P \{ \xi_1^+ \in ds; \min(a; z + \eta_1^+) < y \} K(t-s; |y) \\
& + \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t d_y P \{ \xi_1^- < s; \xi_1^+ \in ds; \min[\max(b; z - X^-(s)) + \eta_1^+, a] < y \} K(t-s; |y) \\
& + P \{ \xi_1^+ > t; \} \int_{y=b}^a \int_{s=0}^t d_y P \{ \xi_1^- \in ds; \max(b; z - \eta_1^-) < y \} K(t-s; |y)
\end{aligned}$$

Так как случайные процессы  $X^+(t)$  и  $X^-(t)$  независимы от случайных величин  $\xi_1^+$  и  $\xi_1^-$  соответственно, по формуле полной вероятности получим,

$$\begin{aligned}
P \{ \xi_1^- < s \} & = P \{ \xi_1^- < s; \min[\max(b; z - X^-(s))] + \eta_1^+; a] < y \} \\
& + P \{ \xi_1^- < s; \min[\max(b; z - X^-(s))] + \eta_1^+; a] > y \}.
\end{aligned}$$

Наконец, получим разностное интегральное уравнение для  $\tilde{K}(\theta/y)$

$$\begin{aligned}
\tilde{K}(\theta/z) & = \frac{1}{\lambda_+ + \lambda_- + \theta} - \frac{\lambda_+ \lambda_- \mu_-}{(\lambda_+ + \theta)\theta} e^{-\mu_- a} \int_{y=b}^a \tilde{K}(\theta|y) e^{\mu_- y} dy \\
& + \frac{\lambda_+ \lambda_- \mu_-}{(\lambda_+ + \theta)(\lambda_- + \theta)} e^{-\frac{\lambda_+ \mu_+ + (\mu_+ + \mu_-)\theta}{\lambda_- + \theta} a} e^{\frac{\mu_+ \theta}{\lambda_+ + \theta} z} \int_{y=b}^a \tilde{K}(\theta|y) e^{\mu_- y} dy \\
& + \frac{\lambda_+ \lambda_- \mu_+ \mu_-}{(\lambda_+ + \theta)(\lambda_- + \theta)} e^{\frac{\mu_+ \theta}{\lambda_+ + \theta} z} \int_{y=z}^a \tilde{K}(\theta|y) e^{-\frac{\mu_+ \theta}{\lambda_+ + \theta} y} \int_{x=0}^{a-y} e^{-\frac{[(\lambda_+ + \theta)\mu_- + \mu_+ \theta]}{\lambda_+ + \theta} x} dx dy \\
& - \frac{\lambda_+ \lambda_- \mu_+ \mu_-}{(\lambda_+ + \theta)(\lambda_- + \theta)} e^{\frac{\mu_+ \theta}{\lambda_+ + \theta} z} \int_{y=b}^z \tilde{K}(\theta|y) e^{-\frac{\mu_+ \theta}{\lambda_+ + \theta} y} \int_{x=z-y}^{a-y} e^{-\frac{[(\lambda_+ + \theta)\mu_- + \mu_+ \theta]}{\lambda_+ + \theta} x} dx dy
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -\frac{\lambda_+\lambda_-\mu_+}{(\lambda_++\theta)\theta}e^{\mu_+b}\int_{y=b}^a\tilde{K}(\theta|y)e^{-\mu_+y}dy \\
& +\frac{\lambda_+\lambda_-\mu_+}{(\lambda_++\theta)(\lambda_--\theta)}e^{\frac{\lambda_-\mu_++(\mu_++\mu_-)\theta}{\lambda_--\theta}b}e^{\frac{\mu_--\theta}{\lambda_--\theta}z}\int_{y=b}^a\tilde{K}(\theta|y)e^{-\mu_+y}dy \\
& +\frac{\lambda_+\lambda_-\mu_+}{(\lambda_++\theta)(\lambda_--\theta)}e^{\frac{\mu_--\theta}{\lambda_--\theta}z}\int_{y=b}^z\tilde{K}(\theta|y)e^{-\frac{\mu_--\theta}{\lambda_--\theta}y}\int_{x=0}^{y-z}e^{-\frac{[(\lambda_++\theta)\mu_++\mu_-]x}{\lambda_--\theta}}dxdy \\
& +\frac{\lambda_+\lambda_-\mu_+}{(\lambda_++\theta)(\lambda_--\theta)}e^{\frac{\mu_--\theta}{\lambda_--\theta}z}\int_{y=b}^a\tilde{K}(\theta|y)e^{-\frac{\mu_--\theta}{\lambda_--\theta}y}\int_{x=y-z}^{y-b}e^{-\frac{[(\lambda_++\theta)\mu_++\mu_-]x}{\lambda_--\theta}}dxdy \\
& +\frac{\lambda_+\mu_+}{\lambda_++\lambda_--\theta}e^{-\mu_+z}\int_{y=z}^a\tilde{K}(\lambda_--\theta|y)e^{-\mu_+y}dy+ \\
& +\frac{\lambda_-\mu_-}{\lambda_++\lambda_--\theta}e^{-\mu_-z}\int_{y=b}^z\tilde{K}(\lambda_++\theta|y)e^{\mu_-y}dy.
\end{aligned}$$

Из этого интегрального уравнения можно получить обыкновенное дифференциальное уравнение.

#### 4. Заключение

Пользуясь последовательностью независимых случайных величин построено разностный процесс полумарковского блуждания. Найдено преобразование Лапласа распределения длительности времени пребывания разностного процесса полумарковского блуждания.

#### Список литературы

- [1] Бусаров В.А. Об асимптотическом поведении случайных блужданий в случайной среде с задерживающим экраном. Вест. МГУ. Сер 1.2004, No.5, 61-63 Библи.2 Рус.
- [2] .В.И.Лотов. О случайных блужданиях в полосе. Теория вероятностей и ее применение, 1991, т.36, вып.1, с.160-165.
- [3] Lotov, V.I. (1991). On the asymptotic of distributions in the sited boundary problems for random walks defined a Markov chain. Sib.Math., 1(3), 26-51.
- [4] Т.И.Насирова. Процессы полумарковского блуждания. Баку, Элм, 1984, 165 стр.

Т.И.Насирова  
Бакинский Государственный Университет

Е.М.Нейманов  
средняя школа по имени Э.Исмайылов  
E-mail: eneymanov@inbox.ru

У.Я.Керимова  
Бакинский Государственный Университет  
E-mail: ulviyue\_kerimova@yahoo.com

Received 20 February 2017

Accepted 22 March 2017