

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
Ордена Ленина и ордена Октябрьской Революции
Математический институт им. В. А. Стеклова

СТАТИСТИКА И УПРАВЛЕНИЕ СЛУЧАЙНЫМИ ПРОЦЕССАМИ

Сборник статей
под редакцией
доктора физико-математических наук
А. Н. ШИРЯЕВА



МОСКВА «НАУКА»

1989

Замечание 3. Задачи, связанные с исследованием асимптотического поведения параметров критерия Неймана—Пирсона δ_i^+ , близкие к лемме Стейна, можно найти в работах [3, 8].

ЛИТЕРАТУРА

1. *Ибрагимов И. А., Хасьминский Р. З.* Асимптотическая теория оценивания. М.: Наука, 1979.
2. *Леман Э.* Проверка статистических гипотез. М.: Наука, 1964.
3. *Линьков Ю. Н.* Асимптотические методы статистики случайных процессов: Дис. ... д-ра физ.-мат. наук. Донецк: ИПММ АН УССР, 1984.
4. *Chernoff H.* Large sample theory: parametric case // *Ann. Math. Statist.* 1956. Vol. 27, N 1. P. 1—22.
5. *Rao C. R.* Efficient estimates and optimum inference procedures in large samples // *J. Roy. Statist. Soc. B.* 1962. Vol. 24, N 1. P. 46—72.
6. *Krafft O., Plachky D.* Bounds for the power of likelihood ratio test and their asymptotic properties // *Ann. Math. Statist.* 1970. Vol. 41, N 5. P. 1646—1654.
7. *Коломиец Э. П.* Об асимптотическом поведении вероятностей ошибок второго рода в критерии Неймана—Пирсона (случай вполне асимптотически различных гипотез) // *Теория вероятностей и ее приложения.* 1987. Т. 32, № 3. С. 503—522.
8. *Линьков Ю. Н.* Асимптотическое различение двух простых статистических гипотез: Препр. № 86.45. Киев: Ин-т математики АН УССР, 1986.

УДК 519.21

В. И. ЛОТОВ

ОБ ОДНОМ ПОДХОДЕ В ДВУГРАНИЧНЫХ ЗАДАЧАХ

Пусть $S_0 = 0$, $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$, ($n \geq 1$) — случайное блуждание, порожденное последовательностью $\{\xi_n\}_{n=1}^{\infty}$ независимых одинаково распределенных случайных величин, τ — марковский момент относительно последовательности $\{S_n\}$. На множестве $\{\tau < \infty\}$ определим случайные величины

$$\tau_+(t) = \min \{n \geq \tau : S_n \geq t\}, \quad \tau_-(t) = \min \{n \geq \tau : S_n \leq t\},$$

t — произвольное вещественное число.

В работе доказывается теорема, устанавливающая связь между двойными преобразованиями

$$f_t^{\pm}(z, \lambda) = E(z^{\tau_{\pm}(t)} \exp\{\lambda S_{\tau_{\pm}(t)}\}; \tau_{\pm}(t) < \infty)$$

и $f(z, \lambda) = E(z^{\tau} e^{\lambda S_{\tau}}; \tau < \infty)$, которая затем применяется для изучения распределений граничных функционалов, связанных с выходом введенного выше случайного блуждания из интервала. Демонстрируется новый способ получения известных факторизационных представлений для таких распределений, имеющий наглядную вероятностную интерпретацию, а также устанавливается асимптотическое поведение распределения числа пересечений интервала траекторией случайного блуждания.

1. Основная теорема

Пусть при $|z| < 1$, $\operatorname{Re} \lambda = 0$ $1 - z E e^{\lambda \xi_1} = r_{z+}(\lambda) r_{z-}(\lambda)$ — каноническая V-факторизация [1], где можно положить

$$r_{z\pm}(\lambda) = 1 - E(z^{\eta_{\pm}} e^{\lambda \xi_{\pm}}; \eta_{\pm} < \infty),$$

$\eta_{\pm} = \min\{n > 0: S_n \geq 0\}$, $\chi_{\pm} = S_{\eta_{\pm}}$. Для всякой функции g , допускающей при $\operatorname{Re} \lambda = 0$ представление

$$g(\lambda) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda y} dG(y), \quad \operatorname{Var} G < \infty,$$

определим операторы

$$\mathcal{A}_i^+ g(z, \lambda) = r_{z+}(\lambda) [r_{z+}^{-1}(\lambda) g(\lambda)]^{[t, \infty)},$$

$$\mathcal{A}_i^- g(z, \lambda) = r_{z-}(\lambda) [r_{z-}^{-1}(\lambda) g(\lambda)]^{(-\infty, t]}.$$

Здесь и далее используется обозначение

$$\left[\int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda y} dF(y) \right]^D = \int_D e^{\lambda y} dF(y), \quad \operatorname{Var} F < \infty, \quad D \subset R,$$

функция g также может зависеть от z .

Теорема 1. При $|z| < 1$, $\operatorname{Re} \lambda = 0$

$$f_i^{\pm}(z, \lambda) = \mathcal{A}_i^{\pm} f(z, \lambda).$$

Доказательство. Определим на множестве $\{\tau < \infty\}$ случайные величины

$$\eta_1 = \min\{n > 0: S_{\tau+n} > S_{\tau}\}, \quad \chi_1 = S_{\tau+\eta_1} - S_{\tau},$$

$$\eta_i = \min\{n > 0: S_{\tau+\eta_1+\dots+\eta_{i-1}+n} > S_{\tau+\eta_1+\dots+\eta_{i-1}}\},$$

$$\chi_i = S_{\tau+\eta_1+\dots+\eta_i} - S_{\tau+\eta_1+\dots+\eta_{i-1}}, \quad i \geq 2.$$

Тогда

$$\begin{aligned} E(z^{\tau+(t)} \exp\{\lambda S_{\tau+(t)}\}; \tau+(t) < \infty) &= \sum_{n=0}^{\infty} z^n \int_t^{\infty} e^{\lambda y} \left[P(\tau = n, S_{\tau} \in dy) + \right. \\ &+ \sum_{i=0}^{\infty} z^i P(\tau = n, S_{\tau} < t, \eta_1 = i, S_{\tau} + \chi_1 \in dy) + \\ &+ \sum_{i,j=0}^{\infty} z^{i+j} P(\tau = n, S_{\tau} + \chi_1 < t, \eta_1 = i, \eta_2 = j, S_{\tau} + \chi_1 + \chi_2 \in dy) + \\ &+ \dots \left. \right] = \sum_{n=0}^{\infty} z^n \int_t^{\infty} e^{\lambda y} \left[P(\tau = n, S_{\tau} \in dy) + \sum_{i=0}^{\infty} z^i P(\tau = n, \eta_1 = i, \right. \\ &S_{\tau} + \chi_1 \in dy) + \sum_{i,j=0}^{\infty} z^{i+j} P(\tau = n, \eta_1 = i, \eta_2 = j, S_{\tau} + \chi_1 + \chi_2 \in dy) + \dots \left. \right] - \\ &- \sum_{n=0}^{\infty} z^n \int_t^{\infty} e^{\lambda y} \left[\sum_{i=0}^{\infty} z^i P(\tau = n, S_{\tau} \geq t, S_{\tau} + \chi_1 \in dy, \eta_1 = i) + \dots \right] = \\ &= [f(z, \lambda)(1 + E(z^{\eta_1} e^{\lambda \chi_1}; \eta_1 < \infty) + (E(z^{\eta_1} e^{\lambda \chi_1}; \eta_1 < \infty))^2 + \dots)]^{[t, \infty)} - \\ &- \sum_{n=0}^{\infty} z^n \int_t^{\infty} e^{\lambda y} \left[\sum_{i=0}^{\infty} z^i \int_t^{\infty} P(\tau = n, \eta_1 = i, S_{\tau} \in du, S_{\tau} + \chi_1 \in dy) + \right. \\ &+ \sum_{i,j=0}^{\infty} z^{i+j} \int_t^{\infty} P(\tau = n, \eta_1 = i, \eta_2 = j, S_{\tau} + \chi_1 \in du, S_{\tau} + \chi_1 + \chi_2 \in dy) + \dots \left. \right] = \\ &= [f(z, \lambda) r_{z+}^{-1}(\lambda)]^{[t, \infty)} - \sum_{i=0}^{\infty} z^i \int_0^{\infty} e^{\lambda y} P(\eta_1 = i, \chi_1 \in dy) \left[\sum_{n=0}^{\infty} z^n \right. \\ &\cdot \int_t^{\infty} e^{\lambda y} P(\tau = n, S_{\tau} \in dy) + \sum_{j,n=0}^{\infty} z^{j+n} \int_t^{\infty} e^{\lambda y} P(\tau = n, \eta_1 = i, S_{\tau} + \end{aligned}$$

$$+ \chi_1 \in dy) + \dots \Big] = [f(z, \lambda) r_{z+}^{-1}(\lambda)]^{[t, \infty)} - E(z^{\eta_1} e^{\lambda \chi_1}; \eta_1 < \infty) \times \\ \times [f(z, \lambda) r_{z+}^{-1}(\lambda)]^{[t, \infty)} = \mathcal{A}_t^+ f(z, \lambda).$$

Второе соотношение доказывается аналогично.

Нетрудно видеть, что распределение скачков случайного блуждания до момента τ включительно может быть произвольным и не влияет на результат.

2. Приложения к двуграничным задачам

Положим при $a < 0 < b$

$$N = \min\{n: S_n \notin (a, b)\}, \quad Q_1(z, \lambda) = E(z^N e^{\lambda S_N}; S_N \leq a),$$

$$Q_2(z, \lambda) = E(z^N e^{\lambda S_N}; S_N \geq b); \quad |z| \leq 1, \quad \operatorname{Re} \lambda = 0.$$

Следствие 1. При любом целом $k \geq 0$ справедливы тождества

$$Q_1(z, \lambda) = \sum_{i=0}^k (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^i (\mathcal{A}_a^- - \mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+) e(z, \lambda) + (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^{k+1} Q_1(z, \lambda), \quad (1)$$

$$Q_2(z, \lambda) = \sum_{i=0}^k (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^i (\mathcal{A}_b^+ - \mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-) e(z, \lambda) + (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^{k+1} Q_2(z, \lambda). \quad (2)$$

Здесь $e(\lambda) \equiv 1$.

Доказательство. Ясно, что достаточно установить (1), (2) при $k=0$. Обозначим $v = \min\{n > 0: S_n \geq b\}$, $\kappa = \min\{n > 0: S_n \leq a\}$, тогда

$$E(z^v e^{\lambda S_v}; v < \infty) = \mathcal{A}_b^+ e(z, \lambda) = E(z^v e^{\lambda S_v}; N = v < \infty) + \\ + E(z^v e^{\lambda S_v}; N < v < \infty) = Q_2(z, \lambda) + \mathcal{A}_b^+ Q_1(z, \lambda) \quad (3)$$

и аналогично

$$E(z^\kappa e^{\lambda S_\kappa}; \kappa < \infty) = \mathcal{A}_a^- e(z, \lambda) = Q_1(z, \lambda) + \mathcal{A}_a^- Q_2(z, \lambda). \quad (4)$$

Эти соотношения, очевидно, эквивалентны (1), (2).

Соотношения (3), (4) впервые получены Кемперманом [2] с помощью аналитического метода типа Винера—Хопфа. Они явились исходным пунктом для нахождения в [2] явных выражений функций $Q_i(z, \lambda)$ для распределений ξ_j специального вида, а также для получения асимптотических разложений распределений, связанных с N , при $|a|, b \rightarrow \infty$ (см. [3, 4]). Теорема 1 проясняет вероятностный смысл каждого из слагаемых в разложениях (1), (2). Так, например, слагаемое $\mathcal{A}_a^- e(z, \lambda)$ в (1) соответствует траекториям случайного блуждания, когда-либо достигающим множества $(-\infty, a]$ (см. (4)), $\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+ e(z, \lambda)$ соответствует траекториям, когда-либо достигшим множества $[b, \infty)$, а затем достигшим $(-\infty, a]$, и т. д. В слагаемом $(\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^{k+1} Q_1(z, \lambda)$ в (1) ведется пересчет траекторий, которые, впервые выйдя из интервала (a, b) через нижнюю границу, впоследствии $k+1$ раз проделывают путь в множество $[b, \infty)$ и обратно. Близкая к этой процедура последовательного перебора траекторий использовалась Б. В. Гнеденко и В. С. Королюком [5] для непосредственного подсчета вероятности $P(N > n, S_n = 0)$ в схеме блуждания с $P(\xi_i = \pm 1) = 1/2$, что впоследствии стали называть методом «включений—исключений». Сущность его состоит в попытке свести двуграничную задачу к последовательности однограничных. Однако если в простейшем случае, когда $P(\xi_i = \pm 1) = 1/2$, удавалось вычислить в точном виде вероятность того, что траек-

тория определенное число раз пересечет интервал, то при произвольных ξ_i непосредственное вычисление таких вероятностей чрезвычайно затруднительно из-за возможности эффекта перескока через границы интервала. В то же время, как показывает следствие 1, эта процедура может быть реализована, если перейти к двойным преобразованиям.

Другим непосредственным следствием теоремы 1 являются формулы для распределения числа пересечений интервала (a, b) траекторией случайного блуждания в том случае, если это число конечно с вероятностью 1.

Пусть при $k \geq 1$ событие $C_k^{(1)}$ означает, что $S_{n_1} \leq a, S_{n_2} \geq b, S_{n_3} \leq a, S_{n_4} \geq b, \dots, S_{n_{2k-1}} \leq a, S_{n_{2k}} \geq b$, а событие $C_k^{(2)}$ происходит, если, наоборот, $S_{n_1} \geq b, S_{n_2} \leq a, \dots, S_{n_{2k-1}} \geq b, S_{n_{2k}} \leq a$ при некоторых $n_1 < n_2 < \dots < n_{2k}$. Положим $C_k^{(3)} = C_k^{(1)} \cap \{S_{n_{2k+1}} \leq a\}$, $C_k^{(4)} = C_k^{(2)} \cap \{S_{n_{2k+1}} \geq b\}$ при некотором $n_{2k+1} > n_{2k}$. Введем случайные величины ξ_i , равные числу пересечений интервала (a, b) траекторией случайного блуждания снизу вверх ($i=1$) и сверху вниз ($i=2$), т. е. $\{\xi_i \geq k\} = C_k^{(i)}$, $k \geq 1$. Пусть ξ — общее число пересечений интервала. Нетрудно видеть, что

$$\begin{aligned} P(\xi \geq 2k) &= P(C_k^{(3)}) + P(C_k^{(4)}) - P(C_{k+1}^{(1)}) - P(C_{k+1}^{(2)}) + P(C_{k+1}^{(3)}) + \dots, \\ P(\xi \geq 2k-1) &= P(C_k^{(1)}) + P(C_k^{(2)}) - P(C_k^{(3)}) - P(C_k^{(4)}) + \dots, \quad k \geq 1. \end{aligned}$$

Применяя теперь теорему 1, получим

Следствие 2. При $k \geq 1$

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \geq k) &= (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^k e(1, 0), \quad P(\xi_2 \geq k) = (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^k e(1, 0), \\ P(\xi \geq 2k) &= \mathcal{A}_a^- (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^k e(1, 0) + \mathcal{A}_b^+ (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^k e(1, 0) - \\ &\quad - (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^{k+1} e(1, 0) - (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^{k+1} e(1, 0) + \dots, \\ P(\xi \geq 2k-1) &= (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^k e(1, 0) + (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^k e(1, 0) - \\ &\quad - \mathcal{A}_a^- (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^k e(1, 0) - \mathcal{A}_b^+ (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^k e(1, 0) + \dots \end{aligned} \quad (5)$$

Здесь под значением $\mathcal{A}_i^\pm g(1, 0)$ понимается $\lim_{z \uparrow 1} \mathcal{A}_i^\pm g(z, 0)$.

Заметим, что требование $0 \in (a, b)$ не принципиально, так как изменения, которые нужно внести в формулы (5) при $0 \notin (a, b)$, очевидны. Например, при $0 \leq a < b$ $P(\xi_1 \geq k) = (\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^-)^{k-1} \mathcal{A}_b^+ e(1, 0)$, $P(\xi_2 \geq k) = (\mathcal{A}_a^- \mathcal{A}_b^+)^k e(1, 0)$ и т. д.

Далее можно воспользоваться техникой и результатами [4], где при некоторых дополнительных предположениях получены асимптотические представления величин вида $\mathcal{A}_i^\pm g(1, 0)$ при $|t| \rightarrow \infty$.

Пусть выполнены следующие условия:

1. Существует $E \xi_1 < 0$.
2. Распределение ξ_1 содержит абсолютно непрерывную компоненту.
3. $\lambda_+ = \sup \{ \lambda: \varphi(\lambda) = E e^{\lambda \xi_1} < \infty \} > 0$, $\varphi(\lambda_+) = \lim_{\lambda \uparrow \lambda_+} \varphi(\lambda) \geq 1$.

В этих условиях определен единственный положительный корень h уравнения $\varphi(h) = 1$ (в [4] рассматривался случай $h = 1$, что не умаляет общности рассуждений). Пусть, кроме того,

$$4. \int_0^\infty y e^{hy} P(\xi_1 \in dy) < \infty.$$

Тогда, как следует из [4], для всякой функции g вида

$$g(\lambda) = \int_b^\infty e^{(\lambda-h)y} dG(y), \quad \text{Var } G < \infty,$$

при $b \rightarrow \infty$, $b - a \rightarrow \infty$ имеет место соотношение

$$\mathcal{A}_b^+ \mathcal{A}_a^- g(1, 0) = \beta \gamma e^{h(a-b)} g(0) (1 + o(1)),$$

где $\beta = -r_{1+}(0)/hr_{1+}'(h)$, $\gamma = r_{1-}(h)/hr_{1-}'(0)$ (здесь требование $a < 0$ не обязательно). Кроме того,

$$\mathcal{A}_b^+ e(1, 0) = \beta e^{-hb} (1 + o(1))$$

и, как следует из теоремы 1, в наших условиях

$$\mathcal{A}_a^- f(1, 0) = P(\tau_-(a) < \infty, \tau < \infty) = P(\tau < \infty) = f(1, 0).$$

Поэтому справедлива

Теорема 2. Пусть выполнены условия 1—4, $a < 0 < b$, $b \rightarrow \infty$, тогда при $k \geq 1$

$$P(\xi_1 \geq k) = (\beta \gamma)^k e^{h(a-b)k} (1 + o(1)) = P(\zeta \geq 2k) (1 + o(1)),$$

$$P(\xi_2 \geq k) = \beta^k \gamma^{k-1} e^{h(a-b)(k-1) - hb} (1 + o(1)) = P(\zeta \geq 2k - 1) (1 + o(1)).$$

Случай $0 \leq a < b$ исследуется аналогично. Из [4] также следует, что если дополнительно потребовать

$$E(\max(0, -\xi_1))^{\varepsilon_1} < \infty, \quad \int_0^{\infty} y^{\varepsilon_2} e^{hy} P(\xi_1 \in dy) < \infty$$

при некоторых $\varepsilon_1 > 1$, $\varepsilon_2 > 1$, то величины $o(1)$ в формулировке теоремы 2 имеют степенной характер убывания. Если, как и в [4], функция $\varphi(\lambda)$ допускает аналитическое продолжение за пределы полосы $0 \leq \operatorname{Re} \lambda \leq h$, то при некоторых дополнительных ограничениях на абсолютно непрерывную компоненту распределения ξ_1 величины $o(1)$ здесь будут иметь экспоненциальную скорость убывания.

ЛИТЕРАТУРА

1. Боровков А. А. Вероятностные процессы в теории массового обслуживания. М.: Наука, 1972.
2. Kemperman J. H. B. A Wiener—Hopf type method for a general random walk with a two-sided boundary // Ann. Math. Statist. 1963. Vol. 34, N 4. P. 1168—1193.
3. Логов В. И. Асимптотический анализ распределений в двуграничных задачах. I, II // Теория вероятностей и ее применения. 1979. Т. 24, № 3. С. 475—485; № 4. С. 873—879.
4. Логов В. И. Асимптотические разложения в последовательном критерии отношения правдоподобия // Теория вероятностей и ее применения. 1987. Т. 32, № 1. С. 62—72.
5. Гнеденко Б. В., Королюк В. С. О максимальном расхождении двух эмпирических распределений // ДАН СССР. 1951. Т. 80, № 4. С. 525—528.

УДК 519.21

Н. Н. ЛЯШЕНКО

ГЕОМЕТРИЧЕСКИЕ ПРЕДЕЛЬНЫЕ ТЕОРЕМЫ ДЛЯ ШУМОВ С ПРОИЗВОЛЬНЫМИ ЭЛЕМЕНТАРНЫМИ СОСТАВЛЯЮЩИМИ

В настоящей работе рассматриваются некоторые особенности асимптотического поведения траектории случайных процессов, интерпретируемых как элементы пространства \mathcal{S} замкнутых подмножеств полосы $E = [0, 1] \times \mathbb{R}$, т. е. случайные замкнутые множества (СЗМ).

Прежде чем перейти к точной постановке задачи, кратко опишем предысторию исследования.