

3. Если определенная в замечании 2 точка  $\theta^*$  не принадлежит  $\Gamma$ , то критерий  $\psi_{\theta^*}$  может не быть минимаксным в классе всех критериев уровня  $\alpha$ . Действительно, пусть  $\Gamma$  состоит из двух точек:  $a = (1, 1, 0, 0, 0, \dots)$  и  $b = (1, -1, 0, 0, 0, \dots)$ . Тогда  $\theta^* = (1, 0, 0, 0, 0, \dots) \notin \Gamma$ . Легко видеть, что в этом случае наименее благоприятное распределение на  $\mathcal{F}$  приписывает равные вероятности точкам  $\delta_a$  и  $\delta_b$ , а потому в силу леммы Неймана — Пирсона наиболее мощный критерий уровня  $\alpha$  совпадает с индикатором множества вида

$$c_\alpha < \frac{(2\pi)^{-1/2} \exp[-(y_1 - 1)^2/2 - (y_2 - 1)^2/2] + (2\pi)^{-1/2} \exp[-(y_1 - 1)^2/2 - (y_2 + 1)^2/2]}{2(2\pi)^{-1/2} \exp[-y_1^2/2 - y_2^2/2]} = 2^{-1} e^{-1} e^{y_1} (e^{y_2} + e^{-y_2}).$$

Аналогично предыдущему можно заметить, что критерий  $\psi_{\theta^*}(G_n)$  является асимптотически минимаксным в классе критериев  $\Psi^\alpha$ , где асимптотическая минимаксность понимается, как в теореме 4. Полагая  $g^*(x) = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_j^* g_j(x)$ , критерий  $\psi_{\theta^*}(G_n)$  можно представить как индикатор множества

$$\left\{ X_n : n^{-1/2} \sum_{i=1}^n g^*(x_{ni}) > c_\alpha \|g^*\| \right\},$$

где  $c_\alpha$  определяется в (15).

В заключение рассмотрим одно приложение теоремы к задачам распознавания образов. Допустим, что требуется проверить гипотезу  $H^0$  против гипотезы  $H_{\gamma_0}$ , где плотность  $1 + n^{-1/2} \gamma_0(x)$  неизвестна и оценивается с помощью отдельной выборки объема  $m$ . Пользуясь известными оценками для плотности, можно получить оценку  $\tilde{\gamma}_m(x)$  для  $\gamma_0(x)$  и построить для  $\gamma_0$  «доверительный шар»  $\Gamma_m$  в  $L_2$  некоторого радиуса  $\varepsilon$  с центром в точке  $\tilde{\gamma}_m$ . Считая, что  $\|\tilde{\gamma}_m\| > \varepsilon$  и  $\gamma_0 \in \Gamma_m$ , и применяя теорему, получим  $g^* = \tilde{\gamma}_m(1 - \varepsilon/\|\tilde{\gamma}_m\|)$ , так что асимптотически оптимальный в указанном выше смысле критерий будет иметь вид

$$\left\{ n^{-1/2} \sum_{i=1}^n \tilde{\gamma}_m(x_{ni}) > c \right\}.$$

## ЛИТЕРАТУРА

1. Chibisov D. M. Transition to the limiting process for deriving asymptotically optimal tests. — Sankhya, 1969, v. A31, N 3, p. 244—258.
2. Лоэв М. Теория вероятностей. — М.: ИЛ, 1962. 720 с.
3. Schay G. Nearest random variables with given distributions. — Ann. Probability, 1974, v. 2, N 1, p. 163—166.
4. Гихман И. И., Скороход А. В. Введение в теорию случайных процессов. М.: Наука, 1965. 654 с.
5. Боровков А. А. Асимптотически оптимальные тесты для проверки сложных гипотез. — Теория вероятн. и ее примен., 1976, т. XX, № 3, с. 463—487.
6. Леман Э. Проверка статистических гипотез. М.: Наука, 1964. 498 с.

## ОБ УМЕРЕННО БОЛЬШИХ УКЛОНЕНИЯХ ОТ ИНВАРИАНТНОЙ МЕРЫ

А. А. МОГУЛЬСКИЙ

### 1. Введение

Пусть  $\mathcal{R}$  — линейное пространство конечных мер  $\mu$ , заданных на борелевской  $\sigma$ -алгебре  $\mathcal{B}$  некоторого метрического пространства  $X$ ,  $\mathcal{P} \subset \mathcal{R}$  — класс вероятностных мер на  $\mathcal{B}$ . Рассмотрим случайный процесс  $\xi(t)$ ,

$0 \leq t$ , со значениями в  $X$ , траектории которого с вероятностью  $A$  измеримы по Борелю. Пусть

$$\widehat{P}_t(A) = \int_0^t \chi_A(\xi(y)) dy$$

— часть времени  $t$ , которую процесс  $\xi(y)$  провел в множестве  $A \in \mathcal{R}$ . Тогда в широких предположениях с вероятностью 1 случайные вероятностные меры  $t^{-1}\widehat{P}_t$  при  $t \rightarrow \infty$  слабо сходятся к некоторой неслучайной вероятностной мере  $P$ .

В работах [1—5] для различных конкретных процессов  $\xi(t)$  получены грубые теоремы о вероятностях больших (порядка  $O(1)$ ) отклонений случайной меры  $t^{-1}\widehat{P}_t$  от меры  $P$ . Именно при выполнении ряда условий справедливы следующие соотношения:

I)  $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} \ln \mathbf{P}(t^{-1}\widehat{P}_t \in G) = - \inf_{\mu \in G} I(\mu)$  для некоторого класса множеств  $G \in \mathcal{P}$ ;

II)  $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} \ln \mathbf{M} \exp \{ \langle f, \widehat{P}_t \rangle \} = S(f)$ , где  $f = f(x)$  пробегает пространство  $D$  измеримых ограниченных вещественных функций на  $X$ ,  $\langle f, \mu \rangle = \int f(x) \mu(dx)$  для  $\mu \in \mathcal{R}$ . При этом функции  $I(\mu)$ ,  $\mu \in \mathcal{P}$  и  $S(f)$ ,  $f \in D$ , связаны следующими соотношениями:

$$I(\mu) = \sup_{f \in D} \{ \langle f, \mu \rangle - S(f) \}; \quad R(f) = \sup_{\mu \in \mathcal{P}} \{ \langle f, \mu \rangle - I(\mu) \}. \quad (1)$$

В настоящей статье рассматриваются умеренно большие отклонения (порядка  $o(1)$ ) случайной меры  $t^{-1}\widehat{P}_t$  от  $P$ . Следующие нестрогие рассуждения приведут нас к соответствующим результатам. Как правило, минимум функции  $I(\mu)$  равен 0 и достигается при  $\mu = P$ ; поэтому естественно ожидать, что для любой меры  $\mu \in \mathcal{R}_0 = \{ \mu \in \mathcal{R} : \langle 1, \mu \rangle = \mu(X) = 0 \}$

$$I(P + \alpha\mu) = \alpha^2 I_0(\mu) + o(\alpha^2) \quad \text{при } \alpha \rightarrow 0. \quad (2)$$

Учитывая (1), из (2) можно вывести, что для любой функции  $f \in D_0 = \{ f \in D : \langle f, P \rangle = 0 \}$  при  $\alpha \rightarrow 0$  справедливо  $S(\alpha f) = \alpha^2 S_0(f) + o(\alpha^2)$ , и функции  $I_0(\mu)$ ,  $\mu \in \mathcal{R}_0$ ;  $S_0(f)$ ,  $f \in D_0$ , удовлетворяют соотношениям (1). Аналогами соотношений I, II естественным образом будут следующие соотношения ( $x(t)/\sqrt{t} \rightarrow \infty$ ,  $x(t) = o(t)$  при  $t \rightarrow \infty$ ):

I<sub>0</sub>)  $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{x^2(t)} \ln \mathbf{P}(x^{-1}(t)(\widehat{P}_t - tP) \in G) = - \inf_{\mu \in G} I_0(\mu)$  для некоторого класса множеств  $G \in \mathcal{R}_0$ ;

II<sub>0</sub>)  $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{x^2(t)} \ln \mathbf{M} \exp \left\{ \frac{x(t)}{t} \langle f, \widehat{P}_t \rangle \right\} = S_0(f)$  для  $f \in D_0$ .

В настоящей работе получены грубые предельные теоремы о вероятностях умеренно больших отклонений для однородных цепей Маркова и однородных марковских процессов в предположениях, близких к рассмотренным ранее в [3]. При этом в основном использованы методы, развитые ранее в [1—5]. Отметим, что первой работой, где наряду с большими рассматривались умеренно большие отклонения для случайных мер, является [2].

## 2. Формулировки результатов в дискретном случае

Пусть  $X$  — метрический компакт,  $\xi_0, \xi_1, \dots$  — однородная цепь Маркова со стационарным распределением  $P$ . Пусть переходные вероятности  $\Pi(x, dy)$  цепи абсолютно непрерывны относительно  $P$  (коротко  $\Pi(x, dy) \ll \ll P(dy)$ ) и переходные плотности  $\pi(x, y) = \Pi(x, dy)/P(dy)$  для всех  $x$ ,

$y \in X$  удовлетворяют неравенствам

$$0 < a \leq \pi(x, y) \leq A < \infty. \quad (3)$$

Отметим, что если предположить абсолютную непрерывность переходных вероятностей относительно произвольной вероятностной меры  $\mu$ , то из условия (3) для соответствующих плотностей будет следовать существование стационарного распределения  $P$  такого, что выбранные относительно него плотности переходных вероятностей будут удовлетворять (3) [6]. Выбор плотностей  $\pi(x, y)$  относительно  $P$  удобен для дальнейших рассуждений, так как в этом случае функцию  $\pi^*(x, y) = \pi(y, x)$  можно тоже интерпретировать как плотность переходных вероятностей относительно  $P$  некоторой цепи  $(\xi_n^*)$ .

Определим оператор  $\Pi$ , отображающий пространство  $D$  ограниченных измеримых функций  $f(x)$ ,  $x \in X$ , в себя, положив

$$\Pi f(x) = \int \pi(x, y) f(y) P(dy) = M_x f(\xi_1).$$

Пусть, далее,

$$\Pi^{(1)}(x, dy) = \Pi(x, dy), \dots, \Pi^{(k+1)}(x, dy) = \int \Pi^{(k)}(x, dz) \Pi(z, dy);$$

в сделанных предположениях [6, гл. V, § 7] последовательность мер  $\sum_{k=1}^n (\Pi^{(k)}(x, dy) - P(dy))$  сходится при  $n \rightarrow \infty$  по вариации равномерно по  $x \in X$  к некоторой мере, которую обозначим  $r(x, dy)$ . Оператор  $Rf(x) = f(x) + \int r(x, dy) f(y)$  осуществляет взаимно-однозначное отображение гиперплоскости  $D_0 = \{f \in D : \langle f, P \rangle = 0\}$  в  $D$ , и для любой функции  $f \in D$  справедливо  $R(I - \Pi)f = f$ , где  $I$  — тождественный оператор. Положим для  $f, g \in D$   $(f, g) = \int f(x) g(x) P(dx)$ ,  $\|f\| = (f, f)^{1/2}$ . Для функции  $f \in D_0$  положим  $S_0(f) = 1/2 \cdot (\|Rf\|^2 - \|\Pi Rf\|^2)$ , и для меры  $\mu \in \mathcal{R}_0 = \{\mu \in \mathcal{R} : \langle 1, \mu \rangle = \mu(X) = 0\}$  примем

$$I_0(\mu) = \sup_{f \in D_0} \{\langle f, \mu \rangle - S_0(f)\}.$$

Выведем более удобную формулу

$$I_0(\mu) = \begin{cases} \frac{1}{2} (m, (I - \Pi) R_C (I - \Pi^*) m), & \text{если } \mu \ll P, m = \frac{\partial \mu}{\partial P}, \\ \infty & \text{в противном случае,} \end{cases} \quad (4)$$

где оператор  $R_C$  — соответствующий оператор  $R$  для цепи  $(\xi_n^C)$  с плотностями переходных вероятностей  $\pi^C(x, y) = \int \pi(x, z) \pi(y, z) P(dz)$ ; оператор  $\Pi^*$  — соответствующий оператор  $\Pi$  для цепи  $(\xi_n^*)$  с плотностями  $\pi^*(x, y) = \pi(y, x)$ .

Для того чтобы сформулировать теорему, необходимо еще задать топологию в пространстве  $\mathcal{R}$  всех конечных мер на  $(X, \mathcal{B})$ . Пусть  $\alpha = (\alpha)$  — совокупность всех конечных подалгебр  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{B}$ . Зададим топологию  $\tau$  в  $\mathcal{R}$  с помощью семейства полунорм

$$\rho_\alpha(\mu) = \max_{A \in \alpha} |\mu(A)|, \quad \alpha \in \mathcal{A}. \quad (5)$$

Таким образом, сходимости мер в топологии  $\tau$  соответствует сходимость значений мер на любом измеримом множестве.

Напомним еще определение случайной меры

$$\hat{P}_n(dy) = \sum_{i=0}^{n-1} \delta_{\xi_i}(dy),$$

где  $\delta_x(dy)$  — вероятностная мера, вырожденная в точке  $x \in X$ .

**Теорема 1.** Пусть  $x(n)/\sqrt{n} \rightarrow \infty$ ,  $x(n)/n \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$ . Тогда для любого  $x \in X$ :

а) для любого  $\tau$ -открытого множества  $U \in \mathcal{R}_0$

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{x^2(n)} \ln P_x(x^{-1}(n)(\hat{P}_n - nP) \in U) \geq - \inf_{\mu \in U} I_0(\mu); \quad (6)$$

б) для любого  $\tau$ -замкнутого множества  $U \in \mathcal{R}_0$

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{x^2(n)} \ln P_x(x^{-1}(n)(\hat{P}_n - nP) \in U) \leq - \inf_{\mu \in U} I_0(\mu); \quad (7)$$

в) для любой функции  $f \in D_0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{x^2(n)} \ln M_x \exp \left\{ \frac{x(n)}{n} \langle f, \hat{P}_n \rangle \right\} = S_0(f). \quad (8)$$

Отметим, что топология  $\tau$  рассмотрена в [5], где получены теоремы о больших отклонениях (порядка  $O(1)$ ) для эмпирических мер в сепарабельном полном метрическом пространстве. В работе [4] тоже, по существу, присутствует (в доказательствах) топология  $\tau$ ; в основном же там используется топология, индуцированная нормой  $\|\mu\|_{\mathcal{B}_1} = \sup_{A \in \mathcal{B}_1} |\mu(A)|$ ,

$\mathcal{B}_1 \in \mathcal{B}$  — класс измеримых множеств, удовлетворяющий следующим двум условиям:

а) все меры  $\mu \in \mathcal{R}$  однозначно определяются своими значениями на  $\mathcal{B}_1$ ;

б) для любого  $\delta > 0$  найдутся конечные алгебры  $\alpha_1, \alpha_2$  измеримых множеств с  $P$ -мерой границы, равной нулю, и такие, что для любого множества  $A \in \mathcal{B}_1$  найдутся множества  $A_1 \in \alpha_1$  и  $A_2 \in \alpha_2$  такие, что  $(A \setminus A_1) \cup (A_1 \setminus A) \subseteq A_2$ ,  $P(A_2) \leq \delta$ .

Утверждать заранее, что найдется хотя бы одна такая норма  $\|\cdot\|_{\mathcal{B}_1}$ , по-видимому, нельзя. В тех случаях, когда такая норма существует, утверждения теоремы 1 остаются справедливыми и для топологии, порожденной этой нормой.

### 3. Формулировки результатов в непрерывном случае

Пусть  $X$  — метрический компакт,  $\xi(t)$ ;  $0 \leq t$ , — однородный марковский процесс с переходными вероятностями  $P(t, x, dy)$  и стационарным распределением  $P(dy)$ . Пусть  $P(t, x, dy) = p(t, x, y)P(dy)$ , и для всякого  $\delta > 0$  найдутся числа  $a = a(\delta)$ ,  $A = A(\delta)$  такие, что для  $t \geq \delta$ ,  $x, y \in X$

$$0 < a \leq p(t, x, y) \leq A < \infty. \quad (9)$$

Кроме того, пусть полугруппа операторов  $T_t f(x) = \int f(y) p(t, x, y) P(dy)$  переводит пространство  $C$  непрерывных на  $X$  функций  $f(x)$  в себя и сильно непрерывна по  $t$  ( $T_t$ ) — полугруппа класса  $C_0$  [7]). В этих предположениях (см. [8], с. 135) можно считать, что выборочные траектории процесса  $\xi(t)$  непрерывны справа и имеют пределы слева для всех  $t \geq 0$ ; область определения  $\mathcal{D}$  инфинитезимального оператора  $L$  полугруппы ( $T_t$ ) плотна в  $C$  [7]. Далее, в сделанных предположениях (см. [6]) последовательность мер  $\int_0^t (p(u, x, y) - 1) P(dy) du$  сходится при  $t \rightarrow \infty$  по ва-

риации равномерно по  $x \in X$  к мере, которую мы обозначим  $r(x, dy)$ . При этом оператор  $Rf(x) = \int f(y) r(x, dy)$  отображает гиперплоскость  $C_0 = \{f \in C : \langle f, P \rangle = \langle f, 1 \rangle = 0\}$  в  $\mathcal{D}$ , и для любой функции  $f \in C_0$  справедливо  $LRf = f$ .

Для функций  $f$  из  $C_0$  положим

$$S_0(f) = -(f, Rf), \quad (10)$$

и для любой меры  $\mu \in \mathcal{R}_0 = \{\mu \in \mathcal{R} : \langle 1, \mu \rangle = 0\}$  примем

$$I_0(\mu) = \sup_{f \in C_0} \{\langle f, \mu \rangle - S_0(f)\}.$$

Формуле (4) будет соответствовать формула

$$I_0(\mu) = \begin{cases} -\frac{1}{2}(m, LR_C L^* m), & \text{если } \mu \ll\ll P \text{ и } \frac{d\mu}{dP} = m, \\ \infty, & \text{если } \mu \not\ll\ll P, \end{cases} \quad (11)$$

где  $L^*$  — инфинитезимальный оператор процесса  $\xi^*(t)$  с плотностью  $p^*(t, x, y) = p(t, y, x)$ , оператор  $R_C$  — оператор  $R$  для процесса  $\xi_C(t)$ , которому соответствует инфинитезимальный оператор  $L_C = L + L^*$ .

Напомним определение случайной меры

$$\hat{P}_t(dy) = \int_0^t \delta_{\xi(u)}(dy) du.$$

В пространстве  $\mathcal{R}$  будем рассматривать топологию  $\tau$ , введенную в разделе 2.

**Теорема 2.** Пусть  $x(t)/\sqrt{t} \rightarrow \infty$ ,  $x(t)/t \rightarrow 0$  при  $t \rightarrow \infty$ . Тогда для любого  $x \in X$ :

а) для любого  $\tau$ -открытого множества  $U \in \mathcal{R}_0$

$$\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{x^2(t)} \ln \mathbf{P}_x(x^{-1}(t) (\hat{P}_t - tP) \in U) \geq - \inf_{\mu \in U} I_0(\mu);$$

б) для любого  $\tau$ -замкнутого множества  $U \in \mathcal{R}_0$

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{x^2(t)} \ln \mathbf{P}_x(x^{-1}(t) (\hat{P}_t - tP) \in U) \leq - \inf_{\mu \in U} I_0(\mu);$$

в) для любой функции  $f \in C_0$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{x^2(t)} \ln \mathbf{M}_x \exp \left\{ \frac{x(t)}{t} \langle f, \hat{P}_t \rangle \right\} = S_0(f).$$

#### 4. Доказательство теоремы 1

**Лемма 1.** Для любой функции  $f \in D_0$  найдутся числа  $\varepsilon_0 > 0$ ,  $A < \infty$  и семейство функций  $f_\varepsilon \in D_0$ ,  $0 < \varepsilon \leq \varepsilon_0$ , такие, что при  $\varepsilon \rightarrow 0$

$$f_\varepsilon = \varepsilon f + \varepsilon^2 \tilde{f}_\varepsilon, \quad (12)$$

где  $\sup_{x \in X} |\tilde{f}_\varepsilon(x)| < A$ , и для  $\varepsilon(n) \rightarrow 0$ ,  $\varepsilon(n)\sqrt{n} \rightarrow \infty$  при  $n \rightarrow \infty$  для всех  $x \in X$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n\varepsilon^2(n)} \ln \mathbf{M}_x \exp \{ \langle f_{\varepsilon(n)}, \hat{P}_n \rangle \} = S_0(f). \quad (13)$$

**Доказательство.** Для  $f \in D_0$  положим  $\varphi = Rf$ , и пусть

$$f_\varepsilon = \log(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\Pi\varphi) - (\log(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\Pi\varphi), 1). \quad (14)$$

Очевидно, что для достаточно малого  $\varepsilon > 0$  функция  $f_\varepsilon$  принадлежит  $D_0$ ; при  $\varepsilon \rightarrow 0$  выполнено (12) и (см. (14) и определение  $S_0(f)$  в разделе 1)

$$-(\log(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\Pi\varphi), 1) = \varepsilon^2 S_0(f) + O(\varepsilon^2). \quad (15)$$

В силу формулы (2.1) из [5] можно записать:

$$M_x \left( e^{\langle w, \hat{P}_n \rangle} \cdot v(\xi_{n-1}) \right) = u(x), \quad (16)$$

где  $u(x) = 1 - \varepsilon\varphi(x)$ ;  $v(x) = 1 - \varepsilon\Pi\varphi(x)$ ;  $w(x) = f_\varepsilon(x) + (\log(u/v), 1)$ . Из (16) получаем

$$M_x \left( e^{\langle f_\varepsilon, \hat{P}_n \rangle} \cdot v(\xi_{n-1}) \right) = e^{-n(\log(u/v), 1)} \cdot u(x). \quad (17)$$

Поскольку при достаточно малых  $\varepsilon > 0$  справедливо для  $x \in X$

$$0 < a \leq u(x) \leq A < \infty, \quad 0 < a \leq v(x) \leq A < \infty,$$

то из (17) в силу (15) следует (13). Лемма доказана.

Пусть  $\alpha$  — произвольная конечная подалгебра  $\mathcal{B}$ ,  $D_{0,\alpha}$  — та часть функций  $D_0$ , которые измеримы относительно  $\alpha$ ,

$$I_{0,\alpha}(\mu) = \sup_{f \in D_{0,\alpha}} \{ \langle f, \mu \rangle - S_0(f) \}.$$

Отправляясь от утверждения леммы 1 и повторяя рассуждения, которые использовались при доказательстве лемм 1.1, 1.2 в [4], можно показать, что для любых  $\varepsilon > 0$ ,  $\mu \in \mathcal{R}_0$ ,  $x \in X$

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{x^2(n)} \ln P_x(x^{-1}(n) \rho_\alpha(\hat{P}_n - nP - x(n)\mu) < \varepsilon) \geq I_{0,\alpha}(\mu), \quad (18)$$

где полунорма  $\rho_\alpha$  определена (5), и

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{x^2(n)} \ln P_x(x^{-1}(n) (\hat{P}_n - nP) \notin \Phi_\alpha^\varepsilon(s)) \leq -s, \quad (19)$$

где  $\Phi_\alpha^\varepsilon(s) = \{ \mu \in \mathcal{R}_0 : \rho_\alpha(\mu, \mu') < \varepsilon, I_{0,\alpha}(\mu') \leq s \}$ .

Далее, отправляясь от (18) и (19) и повторяя рассуждения § 3 в [4] (см. также [5]), получаем (6) и (7). Соотношение (8) следует из (6), (7) (см. [9]). Теорема 1 доказана.

Для вывода формулы (4) введем в  $D_0$  скалярное произведение

$$(f, g)_0 = (Rf, Rg) - (\Pi Rf, \Pi Rg);$$

из неравенства Коши для  $f \in D_0$  следует  $\|f\|_0 = 0 \Leftrightarrow f = 0$ . Операторы  $\Pi^*$  и  $R^*$ ,  $\Pi_c$  и  $R_c$  определены для цепей  $(\xi_n^*)$ ,  $(\xi_n^c)$ , которые введены в разделе 2. Справедливы следующие соотношения:

$$(\Pi f, g) = (f, \Pi^* g); \quad (Rf, g) = (f, R^* g),$$

и скалярные произведения  $(\cdot, \cdot)$  и  $(\cdot, \cdot)_0$  связаны соотношением

$$(f, g) = (f, (I - \Pi)R_c(I - \Pi^*)g)_0.$$

Далее, поскольку  $S_0(f) = 1/2 \cdot \|f\|_0^2$ , то для  $\mu \ll P$  при  $m = \partial\mu/\partial P$  справедливо

$$I_0(\mu) = \sup_{f \in D_0} \{ (f, m) - S_0(f) \} = \sup_{f \in D_0} \{ (f, (I - \Pi)R_c(I - \Pi^*)m)_0 - 1/2 \cdot \|f\|_0^2 \}.$$

Из последнего следует первая часть (4). Если же  $\mu \not\ll P$ , то воспользуемся неравенством  $\|f\|_0^2 \leq A^2 \|f\|^2$ , где  $A^2 < \infty$ , которое следует из

леммы 7.1 в [6, с. 203]. Из этого неравенства получаем

$$A^2 I_0(\mu) \geq \tilde{I}_0(\mu) \equiv \sup_{f \in D_0} \{ \langle f, \mu \rangle - 1/2 \cdot \|f\|^2 \}.$$

Поскольку для  $\mu \ll P$  справедливо  $I_0(\mu) = \infty$ , то вторая часть формулы (4) получена.

### 5. Доказательство теоремы 2

**Лемма 2.** Для любой функции  $f \in C_0$  найдутся числа  $\varepsilon_0 > 0$  и  $A < \infty$  и семейство функций  $f_\varepsilon \in C_0$ ,  $0 < \varepsilon \leq \varepsilon_0$ , такие, что

$$f_\varepsilon = \varepsilon f + \varepsilon^2 \tilde{f}_\varepsilon, \quad (20)$$

где  $\sup_{x \in X} |\tilde{f}_\varepsilon(x)| \leq A$ , и для  $\varepsilon(t) \rightarrow 0$ ,  $\varepsilon(t) \sqrt{t} \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$  для всех  $x \in X$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t \varepsilon^2(t)} \ln M_x \exp \{ \langle f_{\varepsilon(t)}, \hat{P}_t \rangle \} = S_0(f), \quad (21)$$

где  $S_0(f)$  определяется (10).

**Доказательство.** В непрерывном случае роль (16) будет играть соотношение

$$M_x \exp \left\{ - \left\langle \frac{Lu}{u}, \hat{P}_t \right\rangle \right\} u(\xi(t)) = u(x), \quad (22)$$

которое имеет место для любой положительной функции  $u \in \mathcal{D}$  [3]. Для заданной функции  $f \in C_0$  положим  $\varphi = Rf \in \mathcal{D}$  и

$$f_\varepsilon = -(L(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\varphi) + (L(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\varphi), 1)).$$

Очевидно, что  $f_\varepsilon \in C_0$  и выполнено (20). Легко видеть, далее, что при  $\varepsilon \rightarrow 0$

$$(L(1 - \varepsilon\varphi)/(1 - \varepsilon\varphi), 1) = -\varepsilon(L\varphi/(1 - \varepsilon\varphi), 1) = \varepsilon^2 S_0(f) + o(\varepsilon^2). \quad (23)$$

В силу (22)

$$M_x e^{\langle f_\varepsilon, \hat{P}_t \rangle} (1 - \varepsilon\varphi(\xi(t))) = (1 - \varepsilon\varphi(x)) e^{-(L\varepsilon\varphi/(1 - \varepsilon\varphi), 1)t},$$

поэтому в силу (23) получаем

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t \varepsilon^2(t)} \ln M_x e^{\langle f_\varepsilon, \hat{P}_t \rangle} (1 - \varepsilon\varphi(\xi(t))) = S_0(f). \quad (24)$$

Поскольку при достаточно малых  $\varepsilon > 0$  ( $\leq \varepsilon_0$ ) справедливо  $0 < a \leq 1 - \varepsilon\varphi(x) \leq A < \infty$ , то из (24) следует (21). Лемма 2 доказана.

Далее доказательство теоремы 2 полностью совпадает с доказательством теоремы 1.

Формула (12) выводится аналогично формуле (4). Для этого нужно ввести скалярное умножение

$$(f, g)_0 = -[(f, Rg) + (g, Rf)],$$

так что [см. (10)]  $S_0(f) = 1/2 \cdot \|f\|_0^2$ , и воспользоваться соотношениями

$$-(f, g)_0 = (f, R^*(L + L^*)Rg); \quad -(f, g) = (f, LR_c L^*g)_0.$$

### ЛИТЕРАТУРА

1. Санов И. Н. О вероятностях больших отклонений для случайных величин.— Мат. сборник, 1957, т. 42 (84), с. 11—14.
2. Боровков А. А. Граничные задачи для случайных блужданий и большие отклонения в функциональных пространствах.— Теория вероятн. и ее примен., 1967, т. 12, № 4, с. 575—595.
3. Donsker M. D., Varadhan S. R. S. Asymptotic evaluation of certain Markov pro-

- cess expectations for large time. I.— Comm. Pure Appl. Math., 1975, v. 27. p. 1—47.
4. Гертнер Ю. Большие отклонения от инвариантной меры.— Теория вероятн. и ее примен., 1977, т. 22, № 1, с. 27—42.
  5. Groenboom P., Oosterhoff J., Ruymgart F. H. Large deviation theorems for empirical probability measures. Preprint. Amsterdam, Mathematical Centre, 1976.
  6. Дуб Дж. Вероятностные процессы. М.: ИЛ, 1956.
  7. Иосида К. Функциональный анализ. М.: Мир, 1967.
  8. Дынкин Е. Б. Марковские процессы. М.: Физматгиз, 1963.
  9. Varadhan S. R. S. Asymptotic probabilities and differential equations.— Comm. Pure Appl. Math., 1966, v. 19, N 3, p. 261—286.

**ЛОКАЛЬНАЯ ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА  
ДЛЯ КРИТИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ БЕЛЛМАНА — ХАРРИСА  
С ДИСКРЕТНЫМ ВРЕМЕНЕМ**

В. А. ТОПЧИЙ

**1. Введение**

В работе рассматриваются зависящие от возраста ветвящиеся процессы (процессы Беллмана — Харриса) с дискретным временем  $\xi(n)$ ,  $n = 0, 1, \dots$ . Случайные величины  $\xi(n)$  принимают целочисленные значения, которые будем интерпретировать как размер популяции в момент времени  $n$ . Описание данных процессов см. в [1] или в [2] (модель 3).

Пусть процесс  $\xi(n)$  определяется целочисленными случайными величинами  $\eta$  (продолжительность жизни частиц) с функцией распределения  $F(k) = P\{\eta \leq k\}$  (возможно  $F(0) \neq 0$  и  $\zeta$  (число потомков) с производящей функцией  $h(z) = \sum h_k z^k$ .

Введем обозначения:  $P_n(z) = Mz^{\xi(n)}$ ;  $p_{nk} = P\{\xi(n) = k\}$ ;  $Q_n(z) = 1 - P_n(z)$ ;  $P_n = P_n(0)$ ;  $Q_n = Q_n(0)$ . Далее положим  $A = h'(1)$ ;  $B = h''(1)$ ;

$\mu = M\eta$ ;  $\mu_k = M\eta^k$ ;  $\alpha = B/2\mu$ ;  $f_k = F(k) - F(k-0)$ ;  $q_k = \sum_{j=k+1}^{\infty} f_j$ ;  $f(u) =$

$= \sum_{k=0}^{\infty} f_k u^k$ . Будем рассматривать критический случай, т. е.  $A = 1$ . Из

результатов Б. А. Севастьянова [3] следует, что для вероятности продолжения процесса выполняется равенство

$$\lim_{n \rightarrow \infty} Q_n n = 1/\alpha \quad (1)$$

(при условии конечности третьих моментов у  $\eta$  и  $\zeta$ ). Однако, как показано М. И. Гольдштейном [4], для справедливости (1) достаточно существования второго момента у  $\zeta$  и выполнения условий  $k^2[1 - F(k)] \rightarrow 0$  при  $k \rightarrow \infty$  и  $F(0) = 0$  (от последнего условия легко избавиться). Отметим, что используемый в данной статье метод позволяет дать другое доказательство результата Гольдштейна (в том числе и для процессов с произвольным распределением времени жизни частиц).

В 1966 г. Кестеном, Неем и Спицером [5] для процессов Гальтона — Ватсона (последние совпадают с процессами Беллмана — Харриса при  $P\{\eta = 1\} = 1$ ) была доказана

**Теорема 0.** Пусть  $\xi(n)$  — процесс Гальтона — Ватсона;  $A = 1$ ,  $B > 0$ ,  $M\zeta^2 \ln \zeta < \infty$  и наибольший общий делитель (н. о. д.)  $s$  таких, что  $h_s \neq 0$ , равен  $d$ , тогда для любой константы  $0 < c < \infty$

$$\lim_{\substack{k, n \rightarrow \infty \\ k/n < c}} n^2 e^{kd/n\alpha} p_{nk} = d/\alpha^2. \quad (2)$$

Кроме того,

$$\sup_{k, n \geq 1} n^2 p_{nk} < \infty. \quad (3)$$