

## 6 Интегральные теоремы о больших отклонениях

### 6.1 Теорема Бартфай

Для определенности рассмотрим решетчатый случай.

**Теорема 1.** Пусть  $X_i$  — н.о.р.,  $\mathbf{E}X^2e^{h^+X} < \infty$ ,  $\mathbf{E}X^2e^{h^-X} < \infty$ ,  $h^- \leq 0 \leq h^+$ ,  $\mathbf{E}X = \mu$ . Тогда при любых  $m, k_1, \dots, k_m$  соотношение

$$\mathbf{P}(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m | S_n = x) = (1 + o(1))\mathbf{P}(X_1^{(h_{x/n})} = k_1) \cdots \mathbf{P}(X_m^{(h_{x/n})} = k_m).$$

выполнено равномерно по  $x/n \in [\theta_1, \theta_2] \subset [m^-, m^+]$

*Доказательство.* Заметим, что

$$\mathbf{P}(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m, S_n = x) = \mathbf{P}(X_1 = k_1) \cdots \mathbf{P}(X_m = k_m) \mathbf{P}(S_{n-m} = x - k_1 - \cdots - k_m),$$

откуда в силу теоремы

$$\mathbf{P}(S_{n-m} = x - k_1 - \cdots - k_m) = \frac{(1 + o(1))}{\sqrt{2\pi(n-m)\sigma(h_{x-(k_1+\dots+k_m)/(n-m)})}} \times \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x - k_1 - \cdots - k_m}{n-m}\right)(n-m)\right).$$

Строго говоря, у нас может возникнуть проблема, если  $(x - k_1 - \cdots - k_m)/(n - m)$  окажется больше  $m^+$  или меньше  $m^-$ . Об этом поговорим в конце доказательства.

При этом

$$\sigma(h_{x-(k_1+\dots+k_m)/(n-m)}) = \sigma(h_{x/n}) + o(1),$$

$$\Lambda\left(\frac{x - k_1 - \cdots - k_m}{n-m}\right)(n-m) = \Lambda\left(\frac{x}{n}\right)h - h_{x/n}(k_1 + \cdots + k_m) + m \ln R(h_{x/n}) + o(1).$$

в силу формулы Тейлора и определения  $\Lambda$ . Значит,

$$\mathbf{P}(S_{n-m} = x - k_1 - \cdots - k_m) = \frac{(1 + o(1))}{\sqrt{2\pi n \sigma(h_{x/n})}} \exp\left(-\Lambda\left(\frac{x}{n}\right)n\right) R(h_{x/n})^{-m} e^{h_{x/n}(k_1 + \cdots + k_m)}.$$

Следовательно,

$$\mathbf{P}(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m | S_n = x) = (1 + o(1))\mathbf{P}(X_1 = k_1) \cdots \mathbf{P}(X_m = k_m) e^{h_{x/n}(k_1 + \cdots + k_m)} R(h_{x/n})^{-m} = \mathbf{P}(X$$

Что же делать, если аргумент оказался слегка (на  $o(\sqrt{n})$ ) за пределами диапазона  $[m_-, m_+]$ ? Мы можем слегка "недосопрячь" распределение. Пусть скажем,  $x/n = m^+ + r_n$ ,  $r_n = o(\sqrt{n})$ . Тогда

$$\mathbf{P}(S_n = x) = e^{-h^+x} R(h^+)^n \mathbf{P}(S_n^{(h^+)} = x) = (1 + o(1)) e^{-\Lambda(h^+)n} e^{-h^+r_n} e^{-\frac{r_n^2}{2\sigma(h^+)n}}$$

Отсюда получаем тот же результат теми же рассуждениями. □

Таким образом, в нашем крамеровском случае, чтобы сумма достигла уровня  $x$ , величины  $X_i$  асимптотически должны вести себя как независимые величины с средним  $x/n$ . Правда, это так пока мы рассматриваем конечное или достаточно медленно растущее количество  $X_i$ . Скажем, у всего набора  $X_1, \dots, X_n$  будет определенная зависимость, но об этом мы поговорим во втором семестре.

## 6.2 Теорема о больших уклонениях

**Определение 1.** Назовем медленно меняющейся функцией положительную функцию  $L(x)$ , удовлетворяющую свойству

$$\lim_{y \rightarrow \infty} \frac{L(xy)}{L(y)} = 1.$$

**Определение 2.** Назовем правильно меняющейся функцией с показателем  $\alpha$  положительную функцию  $R(x)$ , удовлетворяющую свойству

$$\lim_{y \rightarrow \infty} \frac{R(xy)}{R(y)} = x^\alpha.$$

Если  $R$  правильно меняется с показателем  $\alpha$ , то  $R(x) \sim x^\alpha L(x)$ ,  $x \rightarrow \infty$ .

Предположим, что  $X_i$  — н.о.р. случайные величины,  $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$  при  $x \rightarrow \infty$  является правильно меняющейся с показателем  $-\alpha$ ,  $\alpha > 2$ ,  $\mathbf{E}X_1 = 0$ ,  $\mathbf{D}X_1 = 1$ .

**Теорема 2.** Тогда

$$\mathbf{P}(S_n > x) \sim n\mathbf{P}(X_1 > x) = n\bar{F}(x)$$

при любой такой последовательности  $x = x_n$ , что  $x/\sqrt{n \ln n} \rightarrow \infty$ .

*Доказательство.* Доказательство заключается в построении оценки сверху и оценки снизу. Нам понадобится утверждение о том, что  $\bar{F}(x) = o(1/n)$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Мы покажем это на следующей лекции

1) Оценку сверху разобьем на несколько частей. Фиксируем  $y = x/r$ , положим  $B_j = \{X_i < y\}$ ,  $B = \cup_{j \leq n} B_j$ . Тогда

$$\mathbf{P}(S_n > x) = \mathbf{P}(S_n > x, B) + \mathbf{P}(S_n > x, \bar{B}).$$

В первом случае

$$\mathbf{P}(S_n > x; B) \leq e^{-hx} \mathbf{E}(e^{hS_n}; B) = \exp(-hx + n \ln(\mathbf{E}(e^{hX_1}; X_1 < y))), \quad (1)$$

Мы покажем, что правая часть (1) может быть сделана меньше

$$e^r \left( \frac{n\bar{F}}{r} \right)^{r-\delta} \quad (2)$$

при некотором  $c > 0$  и любом  $\delta > 0$ .

Полагая  $r = 1 + 2\delta$ , получаем при любом  $\delta$  оценку сверху

$$\mathbf{P}(S_n > x; B) \leq c(n\bar{F})^{1+\delta}$$

при некотором  $\delta > 0$ . Правая часть есть  $o(n\bar{F})$ .

Для оценки  $\mathbf{P}(S_n > x, \bar{B})$  сверху воспользуемся тем, что

$$\mathbf{P}(S_n > x, \bar{B}) \leq \mathbf{P}(\bar{B}) \leq \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(X_i > y) = n\bar{F}(x/r).$$

При  $n \rightarrow \infty$  величина  $x$  стремится к бесконечности, откуда

$$\frac{\bar{F}(x/r)}{\bar{F}} \rightarrow \frac{1}{r^\alpha} = \frac{1}{(1+2\delta)^\alpha}.$$

Следовательно,

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{P}(S_n > x)}{n\bar{F}(x)} \leq \frac{1}{(1+2\delta)^\alpha}.$$

В силу произвольности  $\delta$  имеем требуемую оценку.

2) Оценка снизу значительно более проста: положим  $y = x + t\sqrt{n-1}$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(S_n > x) &\geq \mathbf{P}(\cup_{i=1}^n \{X_i > y, S_n > x\}) \geq \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(X_i > y, S_{n-1} > x - y) - \\ &\sum_{i \neq j} \mathbf{P}(X_i > y, X_j > y) = n\bar{F}(y)\mathbf{P}(S_{n-1} > -t\sqrt{n-1}) - (n\bar{F}(y))^2. \end{aligned}$$

Вероятность  $\mathbf{P}(S_{n-1} > -t\sqrt{n-1})$  стремится к  $\Phi(-t)$ , величина  $n\bar{F}(y) = o(1)$ .  
При этом

$$\frac{\bar{F}(y)}{\bar{F}(x)} \leq \frac{\bar{F}(x(1-\delta))}{\bar{F}(x)} \rightarrow (1-\delta)^{-\alpha}$$

при любом  $\delta > 0$  и достаточно больших  $n$ . Значит

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{\mathbf{P}(S_n > x)}{n\bar{F}(x)} \rightarrow \frac{1}{(1-\delta)^\alpha} \Phi(-t)$$

В силу произвольности  $\delta, t$ , имеем требуемое.

Остается доказать следующую лемму:

**Лемма 1.** *В условиях теоремы 1 правая часть (1) оценивается сверху величиной (2).*

□