

## 06.03.2020 - "Fundamentals of Stein's method", Nathan Ross

На семинаре мы обсудили основные определения и утверждения, связанные с методом Штейна для пуассоновской аппроксимации.

В основе метода лежат две следующие леммы, доказательство которых мы привели на семинаре.

**Лемма 1.** For  $\lambda > 0$ , define the functional operator  $\mathcal{A}$  by

$$\mathcal{A}f(k) = \lambda f(k+1) - kf(k).$$

1. If the random variable  $Z$  has the Poisson distribution with mean  $\lambda$ , then  $\mathbb{E}\mathcal{A}f(Z) = 0$  for all bounded  $f$ .
2. If for some non-negative integer-valued random variable  $W$ ,  $\mathbb{E}\mathcal{A}f(W) = 0$  for all bounded functions  $f$ , then  $W$  has the Poisson distribution with mean  $\lambda$ .

The operator  $\mathcal{A}$  is referred to as a characterizing operator of the Poisson distribution.

**Лемма 2.** Let  $\mathcal{P}_\lambda$  denote probability with respect to a Poisson distribution with mean  $\lambda$  and  $A \subseteq \mathbb{N} \cup \{0\}$ . The unique solution  $f_A$  of

$$\lambda f_A(k+1) - kf_A(k) = \mathbb{I}[k \in A] - \mathcal{P}_\lambda(A) \quad (1)$$

with  $f_A(0) = 0$  is given by

$$f_A(k) = \lambda^{-k} e^\lambda (k-1)! [\mathcal{P}_\lambda(A \cap U_k) - \mathcal{P}_\lambda(A)\mathcal{P}_\lambda(U_k)]$$

where  $U_k = \{0, 1, \dots, k-1\}$

Также, мы обсудили следующий результат:

**Лемма 3.** If  $f_A$  solves (1), then

$$\|f_A\| \leq \min \{1, \lambda^{-1/2}\} \quad \text{and} \quad \|\Delta f_A\| \leq \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda} \leq \min \{1, \lambda^{-1}\} \quad (2)$$

where  $\Delta f(k) := f(k+1) - f(k)$

Как следствие этих результатов мы получили утверждение, лежащее в основе метода Штейна для пуассоновской аппроксимации — Теорему 1.

**Теорема 1.** Let  $\mathcal{F}$  be the set of functions satisfying (2). If  $W \geq 0$  is an integer-valued random variable with mean  $\lambda$  and  $Z \sim \text{Pois}(\lambda)$ , then

$$d_{\text{TV}}(W, Z) \leq \sup_{f \in \mathcal{F}} |\mathbb{E}[\lambda f(W+1) - Wf(W)]|.$$

Пользуясь Теоремой 1 мы доказали так называемый «закон малых чисел» для вообще говоря зависимых случайных величин.

**Теорема 2.** *Let  $X_1, \dots, X_n$  indicator random variables with  $\mathbb{P}(X_i = 1) = p_i$ ,  $W = \sum_{i=1}^n X_i$  and  $\lambda = \mathbb{E}[W] = \sum_i p_i$ . For each  $i$ , let  $N_i \subseteq \{1, \dots, n\}$  such that  $X_i$  is independent of  $\{X_j : j \notin N_i\}$ . If  $p_{ij} := \mathbb{E}[X_i X_j]$  and  $Z \sim \text{Pois}(\lambda)$ , then*

$$d_{\text{TV}}(W, Z) \leq \min \{1, \lambda^{-1}\} \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j \in N_i} p_i p_j + \sum_{i=1}^n \sum_{j \in N_i / \{i\}} p_{ij} \right)$$

В случае независимых случайных величин  $X_1, \dots, X_n$  оценка в Теореме 2 принимает вид:

$$d_{\text{TV}}(W, Z) \leq \min \{1, \lambda^{-1}\} \sum_{i=1}^n p_i^2 \leq \min \{1, \lambda\} \max_i p_i$$

Оставшаяся часть семинара была посвящена применению Теоремы 2 к следующей задаче (связанной со сравнением ДНК-последовательностей).

**Задача.** *Let  $Y_1, \dots, Y_n$  be i.i.d. indicator variables with  $\mathbb{P}(Y_i = 1) = p$  and let*

$$X_1 = \prod_{j=1}^k Y_j$$

and for  $i = 2, \dots, n - k + 1$  let

$$X_i = (1 - Y_{i-1}) \prod_{j=0}^{k-1} Y_{i+j}.$$

Let  $W = \sum_{i=1}^{n-k+1} X_i$ . Then

$$d_{\text{TV}}(W, Z) \leq \lambda^2 \frac{2k+1}{n-k+1} + 2\lambda p^k,$$

where  $\lambda = p^k((n-k)(1-p) + 1)$  and  $Z \sim \text{Pois}(\lambda)$ .