

# Математическая Статистика

4 марта 2014 г.



# Глава 1

## ОСНОВЫ

### 1.1 Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин

$x_1, \dots, x_n$  — независимые одинаково распределённые случайные величины с неизвестной функцией распределения  $F$ .

Цель — найти  $F$  или сказать что-то о её свойствах.

**Определение 1.1.1.** Эмпирической (выборочной) функцией распределения, построенной по выборке  $x_1, \dots, x_n$  называется функция

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}_{\{x_k \leq x\}}$$

$$F(x) = \mathbb{P}\{x_1 \leq x\} = M \mathbb{1}_{\{x_1 \leq x\}}$$

**Теорема 1.1.1.**

$$\mathbb{P}\left(F_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} F(x)\right) = 1$$

Как можно попытаться отследить плотность распределения? Постараемся найти функцию распределения, а потом и плотность.

Допустим,  $F$  имеет хорошую (непрерывную) плотность. Тогда как из  $F$  получить  $p$ ?

Мы знаем, что  $F' = p$ , но это никому не нужно, так как  $F'_n$  — производная ступенчатой функции, которая почти везде будет равна нулю.

Но также мы помним, что

$$F(b) - F(a) = \int_a^b p(x) dx$$

Тогда, положив  $a = x$ , взяв некую  $\Delta$ , и постановив  $b = x + \Delta$ , получаем следующее

$$F(x + \Delta) - F(x) = \int_x^{x+\Delta} p(y) dy$$

Делим обе части на  $\Delta$  и при достаточно малых его значениях получаем

$$\frac{1}{\Delta} \cdot \int_x^{x+\Delta} p(y) dy = \frac{F(x+\Delta) - F(x)}{\Delta} \approx \frac{dF(x)}{dx} = p(x)$$

Значит, можем заменить  $p(x)$  не производной, а такой разностью.

$$p(x) \approx \frac{F(x+\Delta) - F(x)}{\Delta}$$

Возьмём выборку из  $m$  случайных величин в порядке возрастания  $a_1, \dots, a_m$ , обозначим отрезки  $I_j = [a_{j-1}, a_j]$  и введём функцию  $q(y)$

$$q(y) = \sum_{j=1}^m \frac{F(a_j) - F(a_{j-1})}{a_j - a_{j-1}} \cdot \mathbb{1}_{I_j}(y)$$

Теперь введём последовательность функций  $q_n(y)$  и видим, что она сходится к  $q_n(y)$  почти наверное согласно закону больших чисел, а та в свою очередь имеет сходимость порядка  $\frac{1}{n}$  к плотности распределения  $p(y)$

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{F_n(a_j) - F_n(a_{j-1})}{a_j - a_{j-1}} \cdot \mathbb{1}_{I_j}(y) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} q(y) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} p(y)$$

$q_n$  — гистограмма. И вот конечная формула

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{1}_{\{x_k \in I_j\}} \frac{1}{|I_j|} \cdot \mathbb{1}_{I_j}(y)$$

## 1.2 Оценка неизвестных параметров

Снова у нас есть  $x_1, \dots, x_n$  — выборка из распределения  $F_\theta$ , где  $\theta$  — неизвестный параметр из множества  $\Theta$

**Пример 1.2.1.** Нормальное распределение с известным СКО  $\sigma = 1$  и неизвестным математическим ожиданием, тогда  $\theta$  — математическое ожидание

**Пример 1.2.2.** Нормальное распределение, в котором неизвестны оба параметра. Тогда  $\theta$  будет парой  $(a, \sigma)$

Главный вопрос — определение основных параметров.

**Определение 1.2.1.** Функцию от выборки, значение которой заменяет неизвестный параметр, называют оценкой

**Пример 1.2.3.** Предположим, что выборка сделана из распределения Бернулли, то есть  $\{x_i\}$  — набор одинаково распределённых случайных величин, причём

$$x_i = \begin{cases} 1, & p \\ 0, & 1 - p \end{cases}$$

Тогда неизвестный параметр — величина  $p$  (вероятность удачного эксперимента)

$$\theta = p \in [0; 1] = \Theta$$

# Оглавление

<b>1</b>	<b>Основы</b>	<b>3</b>
1.1	Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин . . . . .	3
1.2	Оценка неизвестных параметров . . . . .	4