

**МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ  
УНИВЕРСИТЕТ ИМЕНИ Н. Э. БАУМАНА**  
**Факультет информатики и систем управления**  
**Кафедра теоретической информатики и компьютерных технологий**

Лекции по курсу «Математическое моделирование»

Выполнил:  
студент ИУ9-111  
Выборнов А. И.  
Лекции читала:  
Домрачева А.Б.

Москва 2015

# Содержание

# 1. 2015-09-29

Изучением математических моделей случайных явлений или экспериментов в первую очередь занимаются такие науки, как мат. статистика (МС) и теория вероятности (ТВ).

Задачи МС являются обратными к задачам ТВ. В ТВ после задания того или иного случайного явления требуется рассчитать вероятностные характеристики в рамках данной модели. Моделирование производится на основе результата эксперимента называемых статистическими данными. В ряде случаев по результатам эксперимента требуется лишь уточнить или модифицировать имеющуюся модель. В задачах МС вероятность того или иного события известна и необходимо оценить параметры эксперимента (параметры функции связи между двумя показателями объекта, параметры закона распределения случайной величины, в более широком случае функцию распределения случайной величины или функцию плотности распределения случайной величины).

## 1.1. Основные задачи мат. статистики

- **Задача оценки неизвестных параметров по результатам эксперимента.** Как правило нужно найти функцию от результатов эксперимента, является достаточно хорошей оценкой неизвестного истинного значения параметра ( $a$  — параметр,  $\hat{a}$  — оценка параметра).
- **Задача интервального оценивания.** Есть строгий интервал со случайными границами (нижняя —  $a_-$ , верхняя —  $a_+$ ), таким образом, чтобы он покрывал неизвестное истинное значение параметра с заранее заданной вероятностью  $\gamma$ .

$$P\{a_- \leq a \leq a_+\} = \gamma$$

- **Задачи проверки статистических гипотез.** Требуется, на основе математических экспериментов, проверить то, или иное предположение относительно вида, и параметра функции распределения случайной величины, и функции плотности распределения случайной величины.

В мат.статистике используется выборочная терминология основанная на "ур-

новой” схеме. Пусть имеется урна содержащая  $N$  чисел

$$\{X_1, X_2, \dots, X_N\}, \quad (1)$$

называемая генеральной совокупностью объёмом  $N$ . Набор 1 может иметь бесконечную размерность. Из генеральной совокупности выбирается набор

$$\{x_1, x_2, \dots, x_n\}, n \leq N. \quad (2)$$

Набор 2 называется выборкой объёма  $n$  из генеральной совокупности 1.

Выборка может производиться с возвращением и без возвращения. Если выборка производится с возвращением, то случайные величины в ней независимы. С возвращением это независимая, повторная, случайная выборка объёмом  $n$ . Терминология сохраняется и в случае бесконечной генеральной совокупности.

Числа выборки 2 обычно располагают в порядке убывания или возрастания:

$$\{x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(n)}\}. \quad (3)$$

Набор 3 называется вариационным рядом. Чаще всего в задачах это называется вариационный ряд.

Эмпирической функцией распределения построенной на основе выборки 3 называется функция  $\hat{F}(x) = \frac{r(x)}{n}$  ( $n$  — общее число выборки,  $r(x)$  — количество элементов выборки  $x_i \leq x$ ).

Пример: Выборка 0, 0, 9, 16, 21, 24, 29, 37, 42, 48.

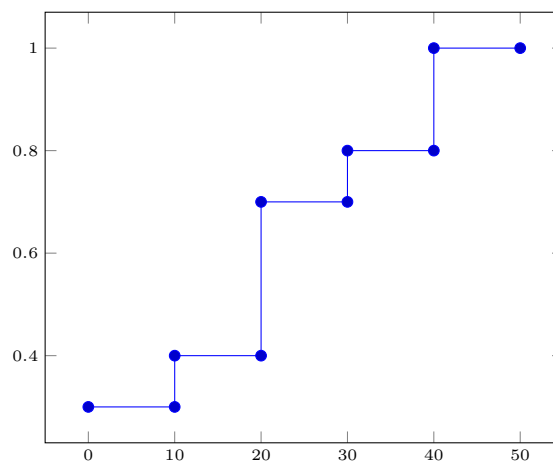


Рисунок 1 — График  $\hat{F}(x)$

Для моделирования требуется теоретическая функция распределения случай-

ной величины  $x$ . Которая может быть оценена по эмпирической функции распределения.

По теореме Гливенко-Кантелли:  $\sup_{x, n \rightarrow \infty} |F(x) - \hat{F}_n(x)| \rightarrow 0$

По эмпирической функции распределения строят ... модели.

Выборочное среднее (эмпирическое среднее) -  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ . Выборочный аналог первого начального момента (мат. ожидания).

$\hat{S}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$  - выборочная (эмпирическая) дисперсия

$\hat{S} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$  выборочное СКО (средне квадратичное отклонение)

$\mu_{r,a} = (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^r)^{\frac{1}{r}}$  - выборочные моменты порядка  $r$ .

В ряде случаев требуется оценить размах выборки  $R_n = |x^{(n)} - x^{(1)}|$ .

## 1.2. Точечные оценки параметров

Пусть имеется некоторая случайная величина  $\xi$  с функцией распределения  $F(x, \theta)$ , плотностью распределения  $f(x, \theta)$ .

Обычно говорят о параметрическом семействе распределений, в котором  $\theta$  принимает различные значения.

Вводят функцию от результатов наблюдений

$$\phi = \phi(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (4)$$

( $x_i$  - элемент набора  $2$ ), называемую статистикой. Задача построения точечной оценки параметра  $\theta$ , сводится к нахождению значения статистики. Такой что

$$\hat{\theta} = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n) : \sup_{n \rightarrow \infty} |\hat{\theta} - \theta| \rightarrow 0$$

Необходимо установить эффективную оценку, рекомендуемую в качестве результата.

### 1.2.1. Свойства оценок

$$\hat{\theta} = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$\text{Пример: } \hat{\lambda} = 1/\bar{x} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{n}{x_1 + x_2 + \dots + x_n}$$

$$\hat{\lambda} = \lambda(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{n}{x_1 + x_2 + \dots + x_n}$$

$$M\hat{\theta} = \theta$$

Оценка  $\hat{\theta}$  является несмещённой оценкой параметра  $\theta$ , если её мат. ожидание совпадает с теоретической величиной.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M\hat{\theta}_n = \theta$$

Таким образом на свойство оценок влияет объём выборки.

Если  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta}_n - \theta| < \epsilon\} \rightarrow 1$  мы говорим о состоятельности оценок. Сходится по вероятности.

Пусть  $\hat{\theta}_n$  асимптотически несмещённая оценка параметра  $\theta$ . В случае когда  $\lim_{n \rightarrow \infty} S^2(\hat{\theta}_n) \rightarrow 0$  оценка состоятельна.

Таким образом асимптотическая несмещённость оценки  $\theta$  и минимизация разброса значений параметра при  $n \rightarrow \infty$  обеспечивают состоятельность оценки (теорема приводится без доказательства).

Пусть имеются две оценки  $\hat{\theta}_n^1, \hat{\theta}_n^2$ .

$$S^2(\hat{\theta}_n^1) = M(\hat{\theta}_n^1 - \theta)^2 \leq M(\hat{\theta}_n^2 - \theta)^2 = S^2(\hat{\theta}_n^2)$$

То оценка  $S^2(\hat{\theta}_n^1)$  является более эффективной по сравнению с  $S^2(\hat{\theta}_n^2)$ .