

## Содержание

1	Лекция 5 . . . . .	2
1.1	Интервальный статистический ряд . . . . .	2
1.2	Эмпирическая плотность . . . . .	2
1.3	Полигон частот . . . . .	3
1.4	Некоторые распределения, используемые в математической статистике . . . .	3
1.4.1	Гамма-функция Эйлера . . . . .	3
1.4.2	Гамма-распределение . . . . .	4
1.4.3	Распределение Релея . . . . .	5
1.4.4	Распределение хи-квадрат . . . . .	5
1.4.5	Распределение Фишера . . . . .	6

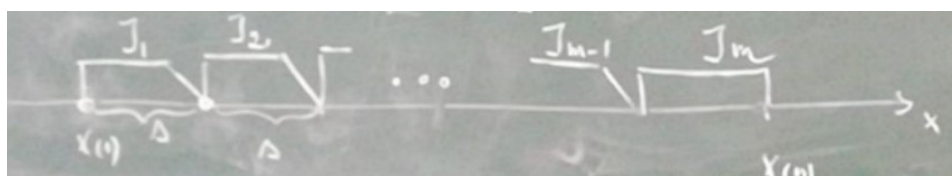
## 1 Лекция 5

### 1.1 Интервальный статистический ряд

Выше было понятие статистического ряда. Однако, если объем достаточно велик ( $n > 50$ ), то элементы выборки группируют в так называемый интервальный статистический ряд. Для этого отрезок  $J = [x_{(1)}, x_{(n)}]$  разбивают на  $m$  равновеликих промежутков. Ширина каждого из них  $\Delta = \frac{|J|}{m} = \frac{x_{(1)} - x_{(n)}}{n}$ . Данные промежутки строятся по следующему правилу:

$$J_i = [x_{(1)} + (i-1)\Delta; x_{(1)} + i\Delta], i = \overline{1, m-1}$$

$$J_m = [x_{(1)} + (m-1)\Delta; x_{(n)}]$$



Определение интервального статистического ряда, отвечающего выборке  $x$  называется таблица следующего вида:

$J_1$	$J_2$	$\dots$	$J_m$
$n_1$	$n_2$	$\dots$	$n_m$

$n_i$  - число элементов выборки  $\vec{x}$ , попавших в промежуток  $J_i, i = \overline{1, m}$

Замечание:

1)  $\sum_{i=1}^m n_i = n$

2) Для выбора  $m$  используют формулу:

$$m = [\log_2 n] + 2$$

или

$$m = [\log_2 n] + 1$$

### 1.2 Эмпирическая плотность

Пусть для данной выборки  $\vec{x}$  построен интервальный статистический ряд  $(J_i, n_i), i = \overline{1, m}$

Определение:

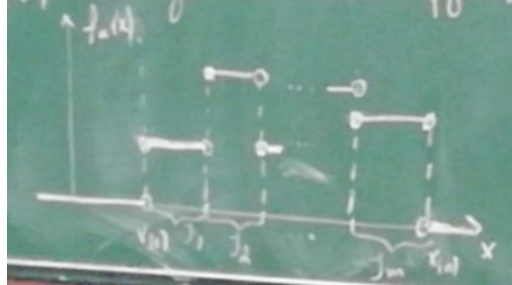
Эмпирической плотностью распределения соответствующей выборки  $\vec{x}$  называется функция:

$$f_n(x) = \begin{cases} \frac{n_i}{n \cdot \Delta}, & x \in J_i \\ 0 & \end{cases} \quad (1.1)$$

Замечание: 1) Очевидно, что  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x)dx = \int_{x_{(1)}}^{x_{(m)}} f_n(x)dx = \sum_{i=1}^m \frac{n_i}{n} \Delta = 1$

Таким образом эмпирическая плотность распределения удовлетворяет условию нормировки. Легко показать, что она обладает всеми свойствами функции плотности распределения.

2)  $f_n(x)$  является кусочно-постоянной функцией:



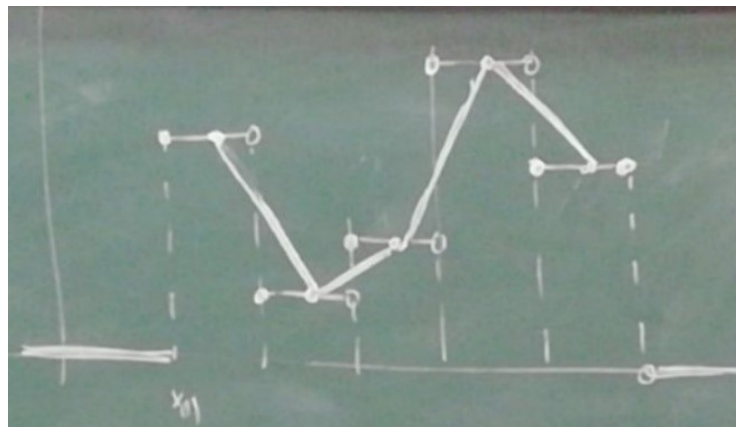
3) Функция  $f_n(x)$  является статистическим аналогом функции плотности распределения вероятности. Доказательство - аналогично доказанному выше результату для функции распределения.  $\hat{F}_n(x) \xrightarrow{P} F(x)$  на  $P$

$f_n(x)$  примерно равна  $f(x)$  при  $n \gg 1$ .

Определение - график эмпирической функции плотности называется гистограммой.

### 1.3 Полигон частот

Определение полигона частот - пусть для некоторой выборки  $\vec{x}$  построены гистограммы, по определению полигоном частот называется ломаная, звенья которой соединяют середины верхних сторон соседних прямоугольников гистограммы.



## 1.4 Некоторые распределения, используемые в математической статистике

### 1.4.1 Гамма-функция Эйлера

По определению гамма-функцией Эйлера называется выражение  $\Gamma : R^+ \rightarrow R$ , определённое правилом:

$$\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} e^{-t} t^{x-1} dt$$

Замечание:

1) Интеграл является несобственным первого рода при  $x \geq 1$ ;

при  $x \in (0; 1)$  этот интеграл является несобственным и имеет следующие особенности: в  $t = 0$  - подынтегральная функция имеет разрыв второго рода, верхний предел равен бесконечности. Легко проверить, что данный интеграл сходится при  $x > 0$ , при остальных вещественных  $x$  он расходится.

Некоторые свойства гамма-функции:

1.  $\Gamma(x)$  - является бесконечное число раз дифференцируемой функцией, при этом её  $k$ -ая производная задаётся следующей формулой:

$$\Gamma^k(x) = \int_0^{+\infty} e^{-t} t^{x-1} (\ln t)^k dt$$

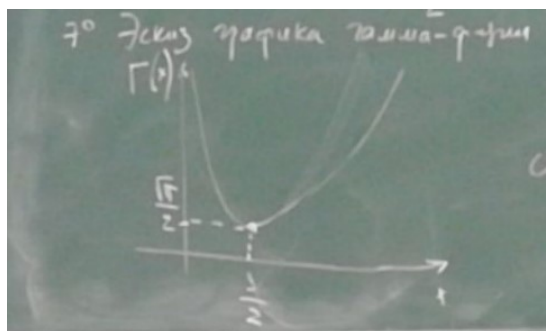
2.  $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x), x > 0$

3.  $\Gamma(1) = 1$

4.  $\Gamma(n+1) = n!, n \in \mathbb{N}$ , по этой причине часто говорят, что гамма-функция является обобщением понятия факториала на вещественные числа.

5.  $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$ , вывод через интеграл Пуассона. 6.  $\Gamma(\frac{n+1}{2}) = \left| \text{по второму свойству} \right| = \frac{n-1}{2} \Gamma(\frac{n-1}{2}) = \dots = \frac{n-1}{2} \frac{n-2}{2} \dots \frac{1}{2} \Gamma(\frac{n-1}{2}) = \frac{1 \cdot 3 \cdot 5 \dots (n-1)}{2^n} \sqrt{\pi}$

7. Эскиз графика  $\Gamma(x)$



#### 1.4.2 Гамма-распределение

Определение: говорят, что случайная величина  $\xi$  имеет гамма-распределение, если её функция плотности распределения вероятности имеет вид:

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases} \quad (1.2)$$

Обозначается как  $\xi \sim \Gamma(\lambda, \alpha)$

Замечание:

1) Экспоненциальное распределение:

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0 & \end{cases} \quad (1.3)$$

$$Exp(\lambda) = \Gamma(\lambda, 1)$$

Теорема:

Пусть случайная величина  $\xi_1 \sim \Gamma(\lambda, \alpha_1)$ , а  $\xi_1$  и  $\xi_2$  - независимы. Тогда:  
 $\xi_1 + \xi_2 \sim \Gamma(\lambda, \alpha_1 + \alpha_2)$

Следствие:

Если случайные величины  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  независимы, причём  $\xi_i \sim \Gamma(\lambda, \alpha_i), i = \overline{1, n}$ , то:  
 $\xi_1 + \dots + \xi_n \sim \Gamma(\lambda, \alpha_1 + \dots + \alpha_n)$

#### 1.4.3 Распределение Релея

Пусть  $\xi \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

Говорят, что случайная величина  $\xi$  имеет распределение Релея с параметром  $\sigma$ .

Замечание:

1) Несложно показать, что:

$$f_y(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi x}} e^{\frac{-x}{2\sigma^2}}, & x > 0 \\ 0 & \end{cases} \quad (1.4)$$

2) Распределение Релея является частным случаем гамма-распределения для  $\lambda = \frac{1}{2\sigma^2}$  и  $\lambda = \frac{1}{2}$ , то есть  $\nu \sim \Gamma(\frac{1}{2\sigma^2}, \frac{1}{2})$

#### 1.4.4 Распределение хи-квадрат

Пусть:

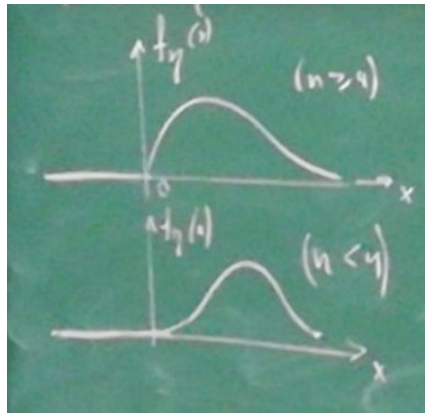
Если случайные величины  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  независимы,  $\xi_i \sim N(0, 1), i = \overline{1, n}$ ,  $\nu = \xi_1^2 + \dots + \xi_n^2$

Определение: в этом случае говорят, что случайная величина  $\nu$  имеет распределение хи-квадрат с  $n$  степенями свободы. Обозначается как  $\nu \sim X^2(n)$

Замечание:

1)  $\xi_i \sim N(0, 1) \Rightarrow \xi_i^2$  имеет распределение Релея с параметром  $\sigma = 1$ , то есть  $\xi_i^2 \sim \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ . Так как случайные величины  $\xi_1, \dots, \xi_n$  - независимы с учётом свойства гамма-распределения:  
 $\nu = \xi_1^2 + \dots + \xi_n^2 \sim \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{n}{2})$ , то  $X^2 = \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{n}{2})$

- 2) Очевидно, что если независимые случайные величины  $\nu_1, \dots, \nu_m$  имеют распределения  $X^2(\nu_i, X^2(k_i), i, \overline{1, m})$ , то  $\nu_1 + \dots + \nu_m \sim X^2(k_1 + \dots + k_m)$
- 3) График функции плотности  $\nu \sim X^2(n)$



#### 1.4.5 Распределение Фишера

Пусть:

- 1)  $\xi_1, \xi_2$  - независимы 2)  $\xi_i \sim X^2(n_i), i = \overline{1, 2}$
- 3)  $\nu = \frac{n_1 \xi_1}{n_2 \xi_2}$

Определение: в этом случае говорят, что случайная величина  $\nu$  имеет распределение Фишера со степенями свободы  $n_1, n_2$ ,  $\nu \sim F(n_1, n_2)$

Замечания:

- 1) Можно показать, что:

$$f_\nu(x) = \begin{cases} C \frac{x^{\frac{n_1}{2}-1}}{(1+\frac{n_1 x}{n_2})^{\frac{n_1+n_2}{2}}}, & x > 0 \\ 0 & \end{cases} \quad (1.5)$$

$$C = \frac{\left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}}}{B\left(\frac{n_1}{2}, \frac{n_2}{2}\right)}$$

$B(x, y) = \int_0^1 t^{x-1} (1-t)^{y-1} dt$  - бета-функция Эйлера.

- 2) Если  $\nu \sim F(n_1, n_2)$ , то  $\frac{1}{\nu} \sim F(n_2, n_1)$