

Теория вероятностей и математическая статистика

Лектор А.А. Лобузов

Семестр 6

Лекция 12

Свойства основных распределений математической статистики

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_N)$ – выборка из распределения случайной величины ξ , X_i – независимы. Рассмотрим наиболее часто встречающиеся в математической статистике распределения.

Нормальное распределение $N(a, \sigma^2)$, $\sigma > 0$

Плотность распределения $N(a, \sigma^2)$ $f_{\xi}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}$.

Функция распределения $N(a, \sigma^2)$ $F_{\xi}(x) = \Phi\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)$,

где $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi_0(t) dt$, $\varphi_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$ – соответственно функция и

плотность распределения стандартного нормального закона $N(0,1)$.

Математическое ожидание $M\xi = a$, дисперсия $D\xi = \sigma^2$,

характеристическая функция $g_{\xi}(t) = e^{iat - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$.

Если для всех $X_i \sim N(a, \sigma^2)$ и X_i независимы, то $\bar{\mathbf{X}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \sim N(a, \frac{\sigma^2}{N})$

или $\frac{\bar{\mathbf{X}} - a}{\sigma} \sqrt{N} \sim N(0,1)$.

Гамма-распределение $\gamma(\alpha, \lambda)$, $\lambda > 0$

Плотность распределения $\gamma(\alpha, \lambda)$ $f_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, x \leq 0; \\ \frac{\lambda^{\alpha} \cdot x^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\lambda x}, x > 0. \end{cases}$

Математическое ожидание $M\xi = \frac{\alpha}{\lambda}$, дисперсия $D\xi = \frac{\alpha}{\lambda^2}$,

характеристическая функция $g_{\xi}(t) = (1 - ibp)^{-\alpha}$, $b = \frac{1}{\lambda}$.

Если для всех $X_i \sim \gamma(\alpha_i, \lambda)$ и X_i независимы, то $\sum_{i=1}^N X_i \sim \gamma(\sum_{i=1}^N \alpha_i, \lambda)$.

Распределение «хи-квадрат» с n степенями свободы $\chi^2(n) = \gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$

Плотность распределения $\chi^2(n)$ $f_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, x \leq 0; \\ \frac{2^{-\frac{n}{2}} \cdot x^{\frac{n}{2}-1}}{\Gamma(\frac{n}{2})} e^{-\frac{x}{2}}, x > 0. \end{cases}$

где $\Gamma(\alpha) = \int_{-\infty}^{+\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt$.

Математическое ожидание $M\xi = \frac{\alpha}{\lambda}$, дисперсия $D\xi = \frac{\alpha}{\lambda^2}$,

характеристическая функция $g_{\xi}(t) = (1 - 2ip)^{-\frac{n}{2}}$.

Если для всех $X_i \sim \chi^2(k_i)$ и X_i независимы, то $\sum_{i=1}^N X_i \sim \chi^2(\sum_{i=1}^N k_i)$.

Если $\xi \sim N(0,1)$, то плотность случайной величины $\eta = \xi^2$ равна

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} 0, y \leq 0; \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-\frac{y}{2}}, y > 0; \end{cases} \text{ т.е. } \eta \sim \chi^2(1).$$

Если $X_i \sim N(0,1)$ и X_i независимы, то $\sum_{i=1}^N X_i^2 \sim \chi^2(N)$.

Если $X_i \sim N(a, \sigma^2)$ и X_i независимы, то $\sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i - a}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(N)$.

Если $X_i \sim N(a, \sigma^2)$ и X_i независимы, то $\sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(N)$, при этом

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 \quad \text{и} \quad \bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad \text{независимы.}$$

Распределение Стьюдента с n степенями свободы $t(n)$ (t-распределение)

Плотность распределения $t(n)$ $f_{\xi}(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{\frac{n+1}{2}}}.$

Математическое ожидание $M\xi = 0$ при $n \geq 2$,

дисперсия $D\xi = \frac{n}{n-2}$ при $n \geq 3$.

Если $\xi \sim N(0,1)$ и $\eta \sim \chi^2(N)$ независимы, то $\xi \sqrt{\frac{n}{\eta}} \sim t(N)$.

Если $X_i \sim N(0,1)$ ($i=0,1,\dots,N$) и X_i независимы, то $\frac{X_0}{\sqrt{\mathbf{X}^2}} \sim t(N)$,

где $\mathbf{X}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i^2$.

Если $X_i \sim N(a, \sigma^2)$ ($i=1,\dots,N$) и X_i независимы, то $\frac{\bar{X} - a}{S} \sqrt{N} \sim t(N-1)$,

где $\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$, $S = \sqrt{S^2}$, $S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$.

Распределение Фишера-Снедекора $F(k_1, k_2)$

(F -распределение с (k_1, k_2) степенями свободы)

Плотность распределения

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ \frac{\Gamma\left(\frac{k_1+k_2}{2}\right) \cdot k_1^{\frac{k_1}{2}} \cdot k_2^{\frac{k_2}{2}}}{\Gamma\left(\frac{k_1}{2}\right) \cdot \Gamma\left(\frac{k_2}{2}\right)} \cdot x^{\frac{k_1}{2}-1} \cdot (k_1 x + k_2)^{-\frac{k_1+k_2}{2}}, & x > 0. \end{cases}$$

Математическое ожидание $M\xi = \frac{k_2}{k_2-2}$ при $k_2 \geq 3$,

дисперсия $D\xi = \frac{2k_2^2(k_1+k_2-2)}{k_1(k_2-2)^2(k_2-4)}$ при $k_2 \geq 5$.

Если для всех $\xi \sim \chi^2(k_1)$ и $\eta \sim \chi^2(k_2)$ независимы, то $\frac{\xi/k_1}{\eta/k_2} \sim F(k_1, k_2)$.

Если выборки $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_N)$ и $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_M)$ независимы,

$X_i \sim N(a_1, \sigma^2)$ и X_i независимы, $Y_i \sim N(a_2, \sigma^2)$ и Y_i независимы, то верны свойства

$$1) \frac{\overline{\mathbf{X}^2}}{\overline{\mathbf{Y}^2}} \sim F(N, M), \text{ где } \overline{\mathbf{X}^2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i^2, \quad \overline{\mathbf{Y}^2} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M Y_i^2;$$

$$2) \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(N-1, M-1), \text{ где } S_1^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{\mathbf{X}})^2 = \frac{N}{N-1} (\overline{\mathbf{X}^2} - (\bar{\mathbf{X}})^2),$$

$$S_2^2 = \frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (Y_i - \bar{\mathbf{Y}})^2 = \frac{M}{M-1} (\overline{\mathbf{Y}^2} - (\bar{\mathbf{Y}})^2).$$