

Основни дискретни разпределения

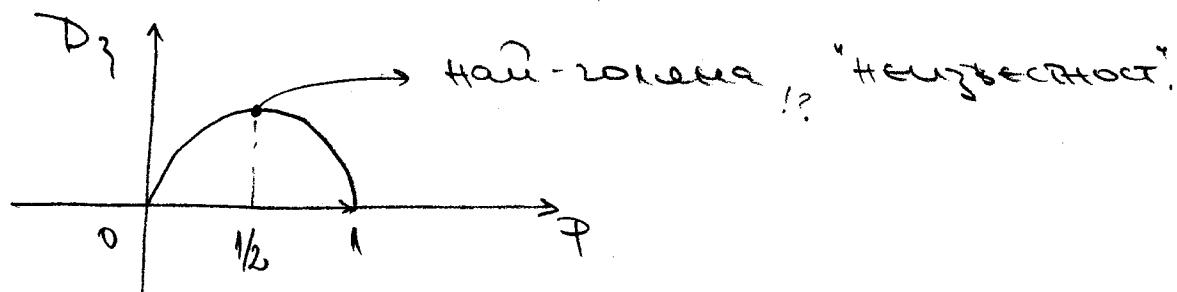
1. Разпределение на биномиалната вероятностна функция (има коефициент 3-ти)

$$\begin{array}{c|cc|c} \zeta & 0 & 1 \\ \hline p & q = 1-p & p \end{array} \quad \zeta' = \zeta$$

$$E\zeta = 0 \cdot (1-p) + 1 \cdot p = p \quad (\text{мат. очакване})$$

на тънка физ. п.

$$\begin{aligned} D\zeta &= E(\zeta^2) - (E\zeta)^2 = \\ &= p - p^2 = p(1-p) = p \cdot q. \end{aligned}$$



Нормализация
във време:

$$P_3(t) = E t^\zeta = t p + 1 \cdot q = pt + q$$

2. Сумарното разпределение

($\tau \in C$ с 2 параметъра n, p)

имае $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_n$ независими биномиални
вероятности на биномиалните вероятности
за всеки ζ_i .

$$S_n = \zeta_1 + \zeta_2 + \dots + \zeta_n \sim B(n, p) \quad \text{сумарното}$$

разпределение

(= доказателство за то, че сумарните вероятности са биномиални за всеки ζ_i)

Закон з+ рівномірні $\gamma = \gamma_{\text{нр.}}$:

| S_n | 0 | 1 | \dots | k | \dots | n |
|-------|-------|-------------|---------|---------------------|---------|-------|
| P | q^n | qpq^{n-1} | | $C_k^k p^k q^{n-k}$ | | q^n |

$$E S_n \stackrel{(6.3)}{=} \sum_{k=1}^n (E \zeta_k) = n.p$$

" p (ор нічній має)

$$D S_n = \sum_{k=1}^n D \zeta_k = n p q$$

$$\varphi_{S_n}(t) = E t^{S_n} = E \left(\prod_{k=1}^n t^{\zeta_k} \right) = \prod_{k=1}^n \varphi(t^{\zeta_k}) = (pt + q)^n.$$

$(t^{a+b} = t^a \cdot t^b)$

$pt + q$ (ор $\varphi_z(t)$)

3. Геометричне розрізняння.

щане $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_n, \dots$ - незалежні
а.в. та мають розподіл на багато з вар.
за умови p .

$$r = \min(n; \zeta_n - 1) \quad (\text{ніжана } L_{\text{нр}} \text{ з подумати})$$

| ζ | 1 | 2 | \dots | n | \dots |
|---------|-----|------|---------|------------|---------|
| P | p | pq | \dots | pq^{n-1} | \dots |

$$\begin{aligned}
 E \zeta &= 1.p + 2p.q + 3pq^2 + \dots + n.p.q^{n-1} + \dots = \\
 &= 1-q + 2(1-q).q + 3(1-q).q^2 + \dots = \\
 &= \underbrace{1-q}_{=1} + \underbrace{2q}_{=2} - \underbrace{2q^2}_{=3q} + \underbrace{3q^2}_{=3q^3} - \dots = \\
 &= 1 + q + q^2 + q^3 + \dots = \leftarrow \left(\frac{\infty}{\infty} \right) \\
 &= \frac{1}{1-q} = \frac{1}{p}.
 \end{aligned}$$

Dx e croattoo bez posredstvuya ϕ .

$$\begin{aligned} \varphi_x(t) &= E(t^x) = \sum_{k=1}^{\infty} t^k \phi q^{k-1} = \frac{\phi}{q} \cdot \sum_{k=1}^{\infty} (tq)^k = \\ &= \frac{-pt}{q} \sum_{k=0}^{\infty} (tq)^k = \frac{pt}{1-q} t. \end{aligned}$$

$$\varphi'_x(t) = \frac{\phi(1-qt) + qpt}{(1-qt)^2} = \frac{\phi}{(1-qt)^2}.$$

$$\varphi''_x(t) = p\phi \cdot \frac{q}{(1-qt)^3} = \frac{2pq}{(1-qt)^3}.$$

$$\varphi''_x(1) = \frac{2q}{p^2} = E(x^2) - Ex$$

второе избыточное значение

$$E(x^2) = \frac{2q}{p^2} + \frac{1}{p}$$

$$Dx = \frac{2q}{p^2} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{2q+p-1}{p^2} = \frac{q}{p^2}.$$

4. Fazneprekettee na Roacott

| | | | | | | |
|-----|----------------|------------------------------|---|-----|---|-----|
| t | 0 | 1 | 2 | ... | n | ... |
| p | $e^{-\lambda}$ | $\lambda \cdot e^{-\lambda}$ | $\frac{\lambda^2}{2!} \cdot e^{-\lambda}$ | ... | $\frac{\lambda^n}{n!} \cdot e^{-\lambda}$ | ... |

$$Ex = \lim_{n \rightarrow \infty} E S_n = \lim_{n \rightarrow \infty} (n \cdot p) = \lambda$$

составо предполагаемо

$$Dr = \lim_{n \rightarrow \infty} D S_n = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(n \cdot q = \lambda \lim_{n \rightarrow \infty} q \right) = \lambda$$

$(p \rightarrow 0)$
 $q \rightarrow 1$

$$\varphi_{\pi}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_n(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 + p(t-1))^n = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 + p(t-1))^n =$$

$$p(t-1) = x \Rightarrow p = \frac{x}{t-1}$$

$$n \cdot p = t \Rightarrow n = \frac{t}{p}$$

$$n = \frac{t}{x(t-1)}$$

$$= \lim_{x \rightarrow 0} (1+x)^{\frac{t}{x}} = e^{x(t-1)}.$$

5 Неравенство

на Чебышев

$\zeta \geq 0$ - с. б. с. $\varepsilon > 0$ - чисо.

$$P(\zeta > \varepsilon) \leq \frac{E\zeta}{\varepsilon}.$$

$$\begin{array}{c|cccc} \zeta & x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ \hline P & p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{array}$$

$$\begin{aligned} \text{Д-во: } E\zeta &= \sum_n x_n p_n = \sum_{n: x_n > \varepsilon} x_n p_n + \sum_{n: x_n \leq \varepsilon} x_n p_n \geq \\ &\geq \sum_{n: x_n > \varepsilon} x_n p_n > \varepsilon \sum_{n: x_n > \varepsilon} p_n = \\ &= \varepsilon \cdot P(\zeta > \varepsilon) \end{aligned}$$

Границы об-ва на схема
на Дефты

$(n \rightarrow \infty)$

$\varphi \rightarrow \text{fix}$ (вероятност ε фиксирована)

1. Закон за покачите числа на Дефты.

Сл. 1 (от неравенства на Чебышев):

$$P(|\zeta - E_\zeta| > \varepsilon) \leq \frac{D_\zeta}{\varepsilon^2}. \quad \zeta - \text{произведение}$$

4. Задача.

Д-бо: $P(|\zeta - E_\zeta| > \varepsilon) = P((\zeta - E_\zeta)^2 > \varepsilon^2) \leq \frac{E(\zeta - E_\zeta)^2}{\varepsilon^2} = \frac{D_\zeta}{\varepsilon^2}.$

З-ва за рдн. числа
на вероятн:

$$P\left(\left|\frac{s_n}{n} - p\right| > \varepsilon\right)$$

$\downarrow n \rightarrow \infty$

0

от неравн. Чеб.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P}{n} = \underline{\underline{P(A)}}$$

$$s_n = r$$

Сходимости по вероятности:

$\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_n, \dots$
свойство предела ζ с.ч. б.з.
 $k, n \in \mathbb{N}$ $\zeta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} \zeta, \forall \varepsilon > 0 \quad P(|\zeta_n - \zeta| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$.

$$\frac{s_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} p.$$

Д-бо на закона:

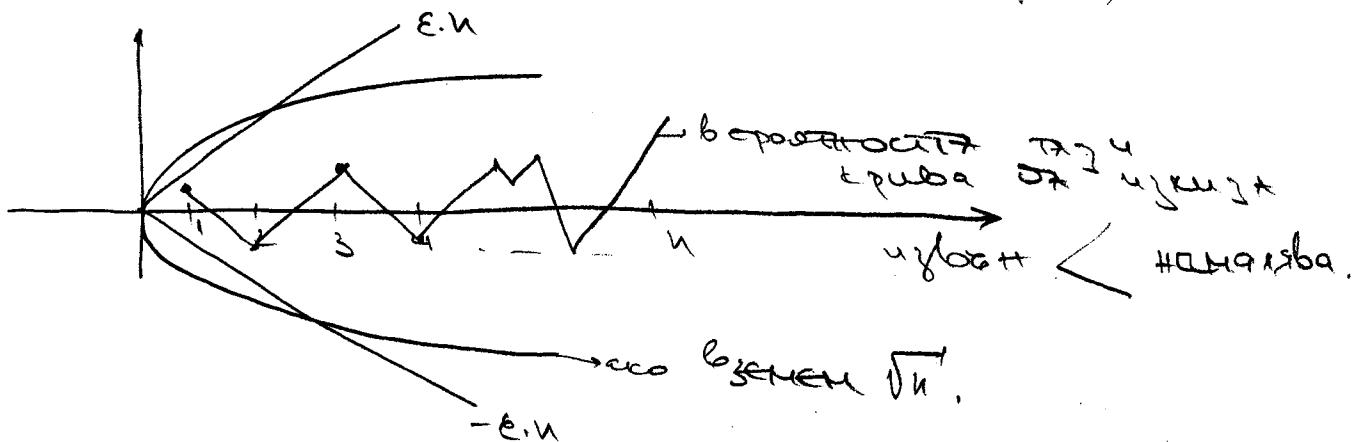
$$P\left(\left|\frac{s_n}{n} - p\right| > \varepsilon\right) = P\left(\left|\frac{s_n}{n} - E\left(\frac{s_n}{n}\right)\right| > \varepsilon\right) \leq$$

$$\leq \frac{D\left(\frac{s_n}{n}\right)}{\varepsilon^2} = \frac{1/n^2 D s_n}{\varepsilon^2} = \frac{\frac{1}{n^2} D s_n}{\varepsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

2. Теорема на Кондрат - Ланкас.

Запис за з-ва за рдн. числа:

$P(1S_n - n.p > \varepsilon n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$
 (отклонението на члените от n срещу от
 очакваното)



+) Априорна теорема на Марков - Лаплас.

$P_k(n)$ вероятност за k членка в n сума.
 $P_k(n) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$.

$$\Rightarrow P_k(n) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \cdot e^{-\frac{(k-np)^2}{2npq}}, n \rightarrow \infty. \text{ (асимптотична формула)}$$

$$\left(= \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \cdot e^{-\frac{(k-np)^2}{2npq}} \left(1 + o(1) \right) \right).$$

членове за k :

$$\left| \frac{k}{n} - p \right| = O\left(n^{-\frac{1}{2}}\right)$$

$$P_k(n) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

, т.е. $\sqrt[3]{n} \cdot \left| \frac{k}{n} - p \right| \rightarrow 0$

следствие от членовете:

$$\left| \frac{k}{n} - p + \frac{1}{n} - 1 \right| = \left| q - \frac{n-k}{n} \right|$$

$$\text{D-BO: } P_k(n) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$$

asymptotische $\Phi \rightarrow a$ für

Ergebnis

$$n! \sim \sqrt{2\pi n} \cdot \left(\frac{n}{e}\right)^n, \quad n \rightarrow \infty.$$

$$\sim \frac{\sqrt{2\pi n} \cdot \left(\frac{n}{e}\right)^n \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}}{\sqrt{2\pi k} \cdot \left(\frac{k}{e}\right)^k \cdot \sqrt{2\pi(n-k)} \cdot \left(\frac{n-k}{e}\right)^{n-k}}$$

$$= \frac{p^k \cdot (1-p)^{n-k}}{\left(\frac{k}{n}\right)^k \cdot \left(\frac{n-k}{n}\right)^{n-k}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \frac{k}{n} \cdot \frac{n-k}{n} \cdot n}}$$

$$\hat{p} = \frac{k}{n}, \quad \hat{q} = \frac{n-k}{n}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot n \cdot \hat{p} \cdot \hat{q}}} \cdot \left(\frac{\hat{p}}{\hat{q}} \right)^k \cdot \left(\frac{\hat{q}}{\hat{p}} \right)^{n-k}$$

zwei Veränderliche:

| | |
|-------------------------------|-------------------------|
| $\hat{p} \rightarrow p$ | $\hat{q} \rightarrow q$ |
| $\hat{q} \rightarrow \hat{p}$ | |

ausführlicherweise I.

$$I = e^{-n \left(\frac{\hat{p}}{p} \right)^k \cdot \left(\frac{\hat{q}}{q} \right)^{n-k}} =$$

$$= e^{-n \left(\frac{k}{n} \cdot \ln \frac{\hat{p}}{p} + \frac{n-k}{n} \cdot \ln \frac{1-\hat{p}}{1-p} \right)} = e^{-n \underbrace{\left(\hat{p} \cdot \ln \frac{\hat{p}}{p} + (1-\hat{p}) \cdot \ln \frac{1-\hat{p}}{1-p} \right)}_{f(\hat{p})}}$$

Parabolische $f(\hat{p})$ ist eng an \hat{p} angenähert.

$$f(\hat{p}) = f(p) + f'(p)(\hat{p}-p) + \frac{1}{2} \cdot f''(p) \cdot (\hat{p}-p)^2 + \dots$$

$$f'(\hat{p}) = \ln \frac{\hat{p}}{p} + \cancel{\hat{p} \cdot \frac{1-p}{p} \cdot \frac{1}{p}} - \ln \frac{1-\hat{p}}{1-p} + \cancel{= \ln \frac{\hat{p}}{p} - \ln \frac{1-\hat{p}}{1-p}} \\ = f'(p) = 0.$$

$$f''(\hat{p}) = \frac{1}{\hat{p}} + \frac{1}{1-\hat{p}} = \frac{1}{\hat{p}(1-\hat{p})}$$

$$\Rightarrow f'(\hat{p}) = \dots = \frac{1}{2pq} \cdot \left(\frac{k}{n} - \hat{p} \right)^2$$

$$f(\hat{p}) = f(p) + f'(p) \cdot (\hat{p} - p) + \frac{1}{2} \cdot f''(p)(\hat{p} - p)^2 + \frac{1}{6} f'''(p) \cdot (\hat{p} - p)^3 + \dots$$

$$\left(\frac{k}{n} - \hat{p} \right)^3 = O(n^{-1})$$

$$n \cdot \left(\frac{k}{n} - \hat{p} \right)^3 = O(1)$$

может приближаться к нулю.

8) Центральная теорема на Марков-Лаплас.

$$P_c(n) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \cdot e^{-\frac{(k-np)^2}{2npq}}$$

Приложение

$$X = \frac{k-np}{\sqrt{npq}} \sim \text{норм. расп.}$$

$$\approx O(n^{-1/2})$$

$\rightarrow X$ зависит от k, n

$$\Rightarrow P_c(n) \sim \dots \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \cdot e^{-\frac{X^2}{2}}$$

$$X = \frac{k-np}{\sqrt{npq}}$$

нормир.
бр. успехов
в n опыта

† зам:

$$P(a < X < b) \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$\frac{3-E_3}{\sqrt{D_3}}$$

зменение X симметрично
относительно μ ,
 $a = -\varepsilon$ $b = +\varepsilon \approx$ пределы -8 - нечетная

