

NMAI059 Pravděpodobnost a statistika 1

3. přednáška

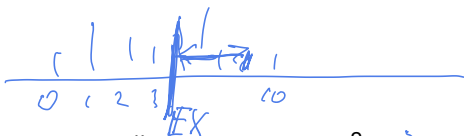
Robert Šámal

Přehled

Parametry náhodných veličin

Náhodné vektory

Rozptyl



Definice

Rozptyl (variance) n.v. X nazveme číslo $\mathbb{E}((X - \mathbb{E}X)^2) \geq 0$.

Značíme jej $\text{var}(X)$.

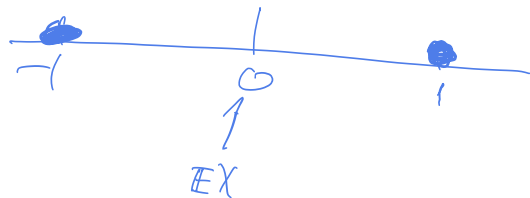
$$\mathbb{E}(X)$$

Věta

$$\text{var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$$

$$\mathbb{E}X^2 = 1 \quad \mathbb{E}(X-0)^2 = 1$$

$$\geq 0$$



Pozn:
 $\text{var}(X) = 0$
 \uparrow
 $P(X \neq \mathbb{E}X) = 0$

$X = \begin{cases} +1 & P = \frac{1}{2} \\ -1 & P = \frac{1}{2} \end{cases}$
 $\mathbb{E}X = 0$

Parametry rozdělení – Bernoulliho

Pro $X \sim \text{Bern}(p)$ je

- ▶ $\mathbb{E}(X) = p$
- ▶ $\text{var}(X) = p - p^2$

$$X = \begin{cases} 1 & \text{psf } p \\ 0 & 1-p \end{cases}$$

$$\mathbb{E}X = 1 \cdot p + 0 \cdot (1-p) = \underline{p}$$

$$X^2 = X \Rightarrow \mathbb{E}X^2 = p$$

$$\text{var } X = p - p^2$$

Parametry rozdělení – binomické

Pro $X \sim \text{Bin}(n, p)$ je

► $\mathbb{E}(X) = np$

► $\text{var}(X) = np(1 - p)$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}X &= \sum_{k=0}^n k p_X(k) = \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=1}^n \underbrace{p n \binom{n-1}{k-1}}_{n \cdot \binom{n-1}{k-1}} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} \\ &= pn \cdot (p + (1-p))^{n-1} = pn \cdot 1 \end{aligned}$$

Parametry rozdělení – geometrické

Pro $X \sim \text{Geom}(p)$ je

- ▶ $\mathbb{E}(X) = 1/p$
- ▶ $\text{var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$

« počet úspěchů $\approx pN$
⇒ p čekání na úspěch $\frac{N}{pN} = \frac{1}{p}$



$$EX = \sum k \cdot P_X(k) = \dots$$

N hodů velkou
opět. Bern (p)

alt. postup

$$X \text{ n.v. } 1_{\{k \leq X\}} \leq N_0 \Rightarrow EX = \sum_{k=0}^{\infty} P(X > k)$$

pro $X \sim \text{Geom}(p)$ $P(X > k) = (1-p)^k$

$$EX = \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k = \frac{1}{1-(1-p)} = \frac{1}{p}$$

Parametry rozdělení – Poissonovo

Pro $X \sim \text{Pois}(\lambda)$ je

▶ $\mathbb{E}(X) = \lambda$

▶ $\text{var}(X) = \lambda$

$$EX = \sum_{k=0}^{\infty} k P(X=k)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

(pro $k=0$ vyjde 0)

$$= \lambda \underbrace{\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda}}_{=1} = \lambda$$

Přehled

Parametry náhodných veličin

Náhodné vektory

Základní popis náhodných vektorů

- ▶ X, Y – náhodné veličiny na stejném pravděpodobnostním prostoru (Ω, \mathcal{F}, P) .
- ▶ Budeme chtít uvažovat (X, Y) jako jeden objekt – náhodný vektor.
- ▶ Jak to udělat?
- ▶ Příklad: házíme dvakrát čtyřstěnnou kostkou, $X =$ první hod, $Y =$ druhý hod.

$X \backslash Y$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	-	-
2	-	-	-	-
3	-	-	-	-
4	-	-	-	-

vs.

$X \backslash Y$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0
2	0	$\frac{1}{4}$	0	0
3	0	0	$\frac{1}{4}$	0
4	0	0	0	$\frac{1}{4}$

Sdružené rozdělení pozn. $P_X(x) = P(X=x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega)=x\})$

Definice

Pro diskrétní n.v. X, Y na pravděpodobnostním prostoru (Ω, \mathcal{F}, P) definujeme jejich sdrúženou pravděpodobnostní funkci (joint pmf) $p_{X,Y} : \mathbb{R}^2 \rightarrow [0, 1]$ předpisem

$$p_{X,Y}(x, y) = P(\{\omega \in \Omega : \underline{X(\omega) = x} \& \underline{Y(\omega) = y}\}).$$

$= P(X=x, Y=y)$

- Mohli bychom definovat i pro více než dvě n.v.

$$p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n).$$

Marginální rozdělení složená p.f. marginální p.f.

► Máme-li dáno $p_{X,Y}$, jak zjistit rozdělení jednotlivých složek, tj. p_X a p_Y ?

① Jde z $p_{X,Y}$ jednoznačně určit p_X a p_Y ? Ano

② A naopak? Z p_X, p_Y určit $p_{X,Y}$? Ne

$X \setminus Y$	1	2	3	4	Σ
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
2	-	-	-	-	$\frac{1}{4}$
3	-	-	-	-	$\frac{1}{4}$
4	-	-	-	-	$\frac{1}{4}$
Σ	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	1

vs.

$X \setminus Y$	1	2	3	4	
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0	$\frac{1}{4}$
2	0	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$
3	0	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
4	0	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	

$$P(X=1) = P(X=1 \& Y=1) + P(X=1 \& Y=2) + \dots$$

Všetech diskov. n.v. X, Y

$$1) \underline{P_X(x)} = \underline{P(X=x)} = \sum_{y \in I_n Y} P_i(X=x \& Y=y) \\ \neq x \in \mathbb{R} \\ = \sum_{y \in I_n Y} P_{X,Y}(x, y).$$

$$2) P_Y(y) = \sum_{x \in I_n X} P_{X,Y}(x, y) \quad \forall y \in \mathbb{R}$$

$$\boxed{Dk} \quad P(\{\omega : X(\omega) = x\}) = P\left(\bigcup_{y \in I_n Y} \{\omega : X(\omega) = x \& Y(\omega) = y\}\right) \\ = \sum_{y \in I_n Y} P(X=x, Y=y)$$

Funkce náhodného vektoru

$$Z(\omega) = g(X(\omega), Y(\omega))$$

Věta

Nechť X, Y jsou n.v. na (Ω, \mathcal{F}, P) , necht' $g : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ je funkce.

- ▶ Pak $Z = g(X, Y)$ je n.v. na (Ω, \mathcal{F}, P)
- ▶ a platí pro ni

$$\mathbb{E}(Z) = \mathbb{E}(g(X, Y)) = \sum_{x \in \text{Im} X} \sum_{y \in \text{Im} Y} g(x, y) P(X=x, Y=y)$$

Dk - jako mince "LOTUS"

$$P_{X,Y}(x, y)$$

Věta

Pro X, Y n.v. a $a, b \in \mathbb{R}$ platí

Linearity str. hodnoty

$$\mathbb{E}(aX + bY) = a\mathbb{E}(X) + b\mathbb{E}(Y)$$

$$a \sum_k P(X=k) = a \cdot \mathbb{E}X$$

$$a \sum_x \sum_y P(X=x, Y=y)$$

Dk

$$g(x, y) = ax + by$$

$$\mathbb{E}(g(X, Y)) = \sum_x \sum_y (ax + by) P(X=x, Y=y) = a \sum_x \sum_y x P(X=x, Y=y) + b \sum_x \sum_y y P(X=x, Y=y)$$

Důkaz věty o rozptylu

$$\text{Var}(X) \stackrel{\text{Def}}{=} E((X - EX)^2) \stackrel{(?)}{=} EX^2 - (EX)^2$$

$$= E\left(\underbrace{X^2}_{(1)} - \underbrace{2EX \cdot X}_{(2)} + \underbrace{(EX)^2}_{(3)} \right)$$

$+ (-2EX) \cdot X + (EX)^2$

$$= E(X^2) + (-2EX) \cdot EX + (EX)^2$$

$$= E(X^2) - (EX)^2$$



$$\begin{aligned} E(aX + b + cX) \\ = aEX + b + cEX \\ \vdots \\ < E^2 \end{aligned}$$

Nezávislost náhodných veličin

Definice

Diskrétní n.v. X, Y jsou nezávislé (independent) pokud pro každé $x, y \in \mathbb{R}$ jsou jevy $\{X = x\}$ a $\{Y = y\}$ nezávislé. To nastane, právě když

$$\underline{P_{X,Y}(x,y)} = \underline{P(X=x, Y=y)} = \underline{P(X=x)P(Y=y)}.$$

$$P_X(x) P_Y(y)$$

$$P(X=1, Y=1) \neq \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4}$$
$$P(X=1, Y=2) \neq$$

X \ Y	1	2	3	4
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	-	-
2	-	$\frac{1}{16}$	-	-
3	-	-	-	-
4	-	-	-	-

Marginals: $\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}$

vs.

X' \ Y'	1	2	3	4
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0
2	0	$\frac{1}{4}$	0	0
3	0	0	$\frac{1}{4}$	0
4	0	0	0	$\frac{1}{4}$

Marginals: $\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}$

$$\left(\frac{1}{4}\right)$$

$$\left(\frac{1}{4}\right) \frac{1}{4}$$

Součin nezávislých n.v.

Věta

Pro nezávislé diskrétní n.v. X, Y platí

$$\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y).$$

(pozn. nezávislé \rightarrow
neopak nezávislé! ;)

$$\mathbb{E}(X \cdot X) = \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}X$$

KNEPKAT. ~
SKORO
OKID

Dk $\mathbb{E}XY = \sum_{x \in \Omega_X} \sum_{y \in \Omega_Y} \underline{x \cdot y} \underbrace{P(X=x, Y=y)}_{= P(X=x) \cdot P(Y=y)}$

$g(x,y) = x \cdot y$

$$\left[\sum_{x \in \Omega_X} x \cdot P(X=x) \right] \cdot \left[\sum_{y \in \Omega_Y} \underline{y \cdot P(Y=y)} \right]$$
$$= \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y$$

Součet nezávislých n.v.

- Máme-li dáno $p_{X,Y}$, jak zjistit rozdělení součtu, $Z = X + Y$?

$$\rightarrow P_Z(z) =$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4
1			○	
2		○		
3	○			
4				

$$P(Z=4) = \sum$$

$$= P(X=1, Y=3) + P(X=2, Y=2) + P(X=3, Y=1)$$

$$P(\{\omega : Z(\omega) = 4\})$$

$$\{\omega : X(\omega)=1 \& Y(\omega)=3\} \cup \{X=2, Y=2\} \cup \{X=3, Y=1\}$$

Součet nezávislých n.v. – konvoluce

diskretní

Věta

Pokud X, Y jsou nezávislé náhodné veličiny (zkráceně n.n.v.),
tak jejich součet $Z = X + Y$ má pravděpodobnostní funkci

$$P(Z = z) = \sum_{x \in \text{Im}X} P(X = x)P(Y = z - x).$$

Dk $\{\omega : Z(\omega) = z\} = \bigcup_{x \in \text{Im}X} \{X = x \text{ a } Y = z - x\}$

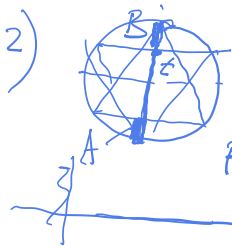
$$P(Z = z) = \sum_{x \in \text{Im}X} P(X = x, Y = z - x) =$$

náhodná tetraedra bodem

\mathcal{D} : tetraedra je
delší než
staena vs. Δ



1) náhodná dva body x, y
 $P(\mathcal{D}) = P(y \in S) = \underline{\underline{\frac{1}{3}}}$



náh. svisl
& vrt. pádka

$$P(\mathcal{D}) = P(z \in A \cup B) \\ = \underline{\underline{\frac{1}{2}}}$$