

# NMAI059 Pravděpodobnost a statistika 1

## 3. přednáška

Robert Šámal

# Přehled

Diskrétní náhodné veličiny

Příklady diskrétních n.v.

Střední hodnota

Parametry náhodných veličin

Náhodné vektory

# Co už víme

## Definice

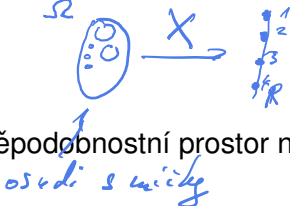
Mějme pravděpodobnostní prostor  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Funkci  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  nazveme diskrétní náhodná veličina (discrete random variable), pokud  $Im(X)$  (obor hodnot  $X$ ) je spočetná množina a pokud pro všechna reálná  $x$  platí  $\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\} \in \mathcal{F}$ .

## Definice

Pravděpodobnostní funkce (probability mass function, pmf) diskrétní náhodné veličiny  $X$  je funkce  $p_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  taková, že

$$p_X(x) = P(X = x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\})$$

- ▶  $\sum_{x \in Im(X)} p_X(x) = 1$
- ▶ a to je jediné omezení
- ▶  $X$  určuje diskrétní pravděpodobnostní prostor na  $Im(X)$



# Jiný popis – distribuční funkce

## Definice

Distribuční funkce (cumulative distribution function, CDF) n.v.  $X$  je funkce

$$F_X(x) := P(X \leq x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\}).$$

►  $F_X$  je neklesající funkce → Dk

►  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$

►  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$

►  $F_X$  je zprava spojitá

$$x < y \Rightarrow P(X \leq x) \leq P(X \leq y)$$

Prokázat  $A = \{\omega : X(\omega) \leq x\}$

$B = \{\omega : X(\omega) \leq y\}$

$$A \subseteq B \Rightarrow P(A) \leq P(B) \quad \blacksquare$$

► Dk  $A_n = \{X \leq n\}$ ; platí  $A_1 \subseteq A_2 \subseteq A_3 \subseteq \dots$

Také  $\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n = \Omega$

Podle Věty 0 spj.:

$$P(\Omega) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} F_X(n) = 1$$

$$X = \begin{cases} 0 & \text{s pst. } \frac{1}{2} \\ 1 & \text{s pst. } \frac{1}{2} \end{cases}$$

$\forall \epsilon > 0 \exists n : F_X(x) > 1 - \epsilon$

$\forall x \geq n : F_X(x) > 1 - \epsilon$

# Přehled

Diskrétní náhodné veličiny

Příklady diskretních n.v.

Střední hodnota

Parametry náhodných veličin

Náhodné vektory

# Bernoulliho/alternativní rozdělení

- ▶  $X$  = počet orlů při jednom hodu nespravedlivou mincí.
- ▶ Značíme  $X \sim \text{Bern}(p)$ . (Někdy se značí  $\text{Alt}(p)$ .)

*→ X má rozdělení ..... : popis psků / distribuce*

- ▶ Dáno  $p \in [0, 1]$ .
- ▶  $p_X(1) = p$
- ▶  $p_X(0) = \underline{1 - p}$
- ▶  $p_X(k) = 0$  pro  $k \neq 0, 1$

*=  $\frac{P(X=1)}{P(X=0)}$*

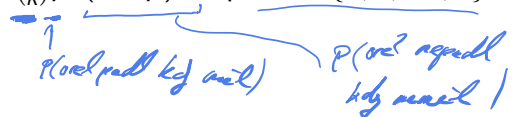
- ▶ Pro libovolný jev  $A \in \mathcal{F}$  definujeme indikátorovou n.v.  $I_A$ :
- ▶  $I_A(\omega) = 1$  pokud  $\omega \in A$ ,  $I_A(\omega) = 0$  jinak.
- ▶  $I_A \sim \text{Bern}(\underline{P(A)})$

# Binomiální rozdělení

- ▶  $X$  = počet orlů při  $n$  hodech nespravedlivou mincí.
- ▶ Dáno  $p \in [0, 1]$  – pravděpodobnost orla při jednom hodů.
- ▶ Značíme  $X \sim \text{Bin}(n, p)$ .

▶  $X = \sum_{i=1}^n X_i$  pro nezávislé n.v.  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Bern}(p)$ .

▶  $p_X(k) = P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$  pro  $k \in \{0, 1, \dots, n\}$



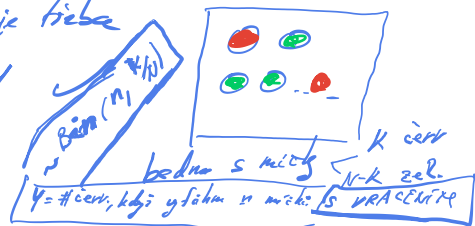
$n=8$   
 $k=3$

aby to bylo korektní rozděl., je třeba

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = 1$$

" "

$$(p + (1-p))^n = 1^n$$

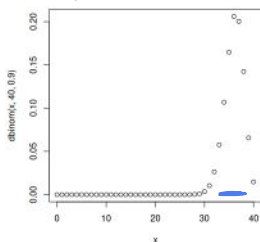
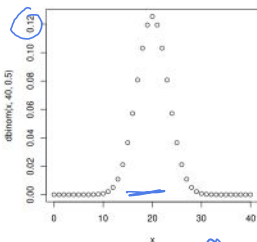
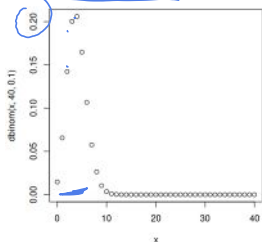


# Binomiální rozdělení: pravděpodobnostní funkce

$B_{40}(\frac{1}{10})$

$B_{40}(\frac{1}{2})$

$B_{40}(\frac{9}{10})$



Vygenerováno následujícím kódem v R

```
x <- 0:40  
plot(x, dbinom(x, 40, 0.1))  
plot(x, dbinom(x, 40, 0.5))  
plot(x, dbinom(x, 40, 0.9))
```

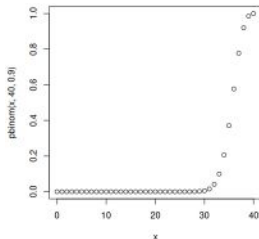
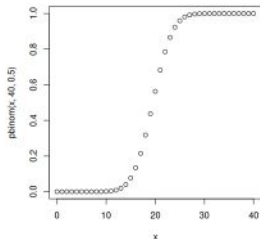
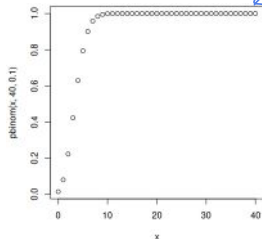
$n$   $p$   
v jedych bodech aker  
hodnot psh fce

$$p = \frac{1}{2}$$
$$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}$$

bruce koef.



# Binomiální rozdělení: distribuční funkce



Vygenerováno následujícím kódem v R

```
x <- 0:40  
plot(x, pbinom(x, 40, 0.1))  
plot(x, pbinom(x, 40, 0.5))  
plot(x, pbinom(x, 40, 0.9))
```

# Hypergeometrické rozdělení

- ▶  $X$  = počet vytažených červených míčků při  $n$  tazích, v osudí je  $K$  červených z  $N$  celkových míčků

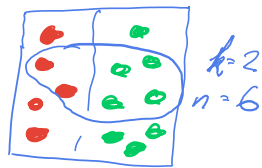
**BEZ VRÁCEŇ**

- ▶ Dáno  $n, N, K$ .
- ▶ Značíme  $X \sim \text{Hyper}(N, K, n)$ .

# dobých možností -  $K$  N-K

▶  $p_X(k) = P(X = k) = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$

# všech možností -



$\approx \text{Bin}\left(n, \frac{K}{N}\right)$  pokud  $n \ll K, N$

$\approx \binom{n}{k} \left(\frac{K}{N}\right)^k$

$\left(\frac{N-1}{N} \approx 1\right)$

Met. by platit

$\sum_k \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}} = 1$

$\sum_k \binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k} = \binom{N}{n}$

# Poissonovo rozdělení

► Značíme  $X \sim \text{Pois}(\lambda)$ .

► Dáno reálné  $\lambda > 0$ .

► 
$$p_X(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \begin{matrix} \geq 0 \\ \leq 1 \end{matrix}$$

►  $\text{Pois}(\lambda)$  je limitou  $\text{Bin}(n, \lambda/n)$   $\sim k_n$

1 pevně

►  $X$  popisuje např. počet emailů, které dostaneme za jednu hodinu.

chceme 
$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = 1$$

MA: 
$$e^{\lambda} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$P(X_n = k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{\overbrace{n(n-1)\dots(n-k+1)}^{\uparrow} \lambda^k}{k! \cdot \underbrace{n^k}_{\downarrow}} \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}_{\downarrow e^{-\lambda}} \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}}_{\downarrow 1}$$

$\uparrow$   
def.  $\text{Bin}(n, \frac{\lambda}{n})$

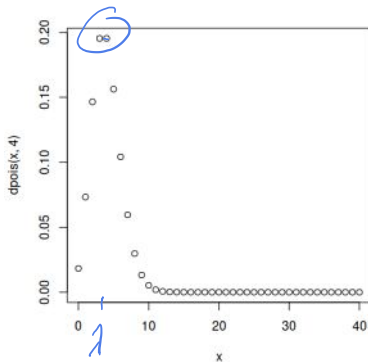
$$\rightarrow 1 \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot 1 \cdot e^{-\lambda}$$

$\frac{k \text{ pevně}}{n \rightarrow \infty}$

$\frac{n-k}{n} \rightarrow 1$

# Poissonovo rozdělení: pravděpodobnostní funkce

*max . . . . . modus*



**Vygenerováno následujícím kódem v R**

```
x <- seq(0, 40, by=1)  
plot(x, dpois(x, 4))
```

*x = 0:40*

# Poissonovo paradigma

- ▶  $A_1, \dots, A_n$  jsou (skoro-)nezávislé jevy s  $P(A_i) = p_i$ ,  
 $\lambda = \sum_i p_i$ . Necht'  $n$  je velké, každé z  $p_i$  malé. Pak přibližně  
platí

$$\sum_{i=1}^n I_{A_i} \sim \underline{\underline{Pois(\lambda)}}.$$

*to je to které  
nastane*

# Geometrické rozdělení

▶  $X$  = kolikátým hodem mincí padl první orel.

▶ Značíme  $X \sim \text{Geom}(p)$ . *Geom, (p)*

▶ Dáno  $p \in [0, 1]$ .

▶  $p_X(k) = \underline{(1-p)^{k-1} p}$ , pro  $k = 1, 2, \dots$

▶ Někdy se tomuto rozdělení říká posunuté geometrické, a za normální geometrické se považuje rozdělení  $X - 1$ , tj. počet neúspěšných hodů.

*? Geom<sub>0</sub>(p)*

*chceme*

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

# Přehled

Diskrétní náhodné veličiny

Příklady diskrétních n.v.

**Střední hodnota**

Parametry náhodných veličin

Náhodné vektory

# Střední hodnota

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2^k} = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \dots = 1$$

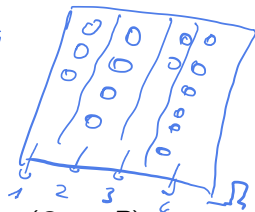
$$\sum_{k=1}^{\infty} 1 = \infty$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k \text{ nedf.}$$

## Definice

Pokud  $X$  je diskrétní n.v., tak její střední hodnota (expectation) je označována  $\mathbb{E}(X)$  a definována

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in \text{Im}(X)} x \cdot P(X = x),$$



pokud součet má smysl.

- ▶ Nechť  $X$  je definována na diskrétním prostoru  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Pak střední hodnotu lze také definovat

dh z této definice souhlasí

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\{\omega\}).$$

vážený průměr

$$= \sum_{x \in \text{Im}(X)} \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) = x}} X(\omega) P(\{\omega\}) = \sum_{x \in \text{Im}(X)} (x \cdot P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\}))$$

mědy v osedě



# LOTUS

$$g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

(Law Of The Unconscious Statist.)

- Pro reálnou funkci  $g$  a diskrétní n.v.  $X$  je  $Y = g(X)$  také diskrétní n.v.

$\text{Im}(Y)$  spoč.  
 $\{Y=y\} \in \mathcal{F}$

$$|\text{Im}(Y)| \leq |\text{Im}(X)|$$

## Věta (LOTUS)

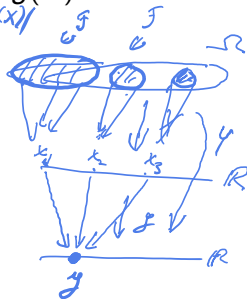
Pokud  $X$  je diskrétní n.v. a  $g$  reálná funkce, tak

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

$$Y = g(X)$$

pokud součet má smysl.

p. ke  $X$



$$\mathbb{E}Y = \sum_{y \in \text{Im} Y} y \cdot \underbrace{P(Y=y)}_{\text{prav. je } Y} \quad \text{def.}$$

$$\sum_{x \in \text{Im} X} P(X=x)$$

$$\{ \omega : Y(\omega) = y \} = \bigcup_{x \in \text{Im} X} \{ \omega : X(\omega) = x \}$$

$g(x) = y$   
 spoč. sjede.  
 $\in \mathcal{F}$   
 podl. předp.  
 ( $X$  je d.a.v.)

$$\sum_{y \in \text{Im} Y} \sum_{x \in \text{Im} X} \underbrace{g(x)}_{g(x)=y} \cdot P(X=x) =$$

# Vlastnosti $\mathbb{E}$

## Věta

*Nechť  $X, Y$  jsou diskrétní n.v. a  $a, b \in \mathbb{R}$ .*

- 1. Pokud  $P(X \geq 0) = 1$  a  $\mathbb{E}(X) = 0$ , tak  $P(X = 0) = 1$ .*
- 2. Pokud  $\mathbb{E}(X) \geq 0$  tak  $P(X \geq 0) > 0$ .*
- 3.  $\mathbb{E}(a \cdot X + b) = a \cdot \mathbb{E}(X) + b$ .*
- 4.  $\mathbb{E}(X + Y) = \mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y)$ .*

# Rozptyl

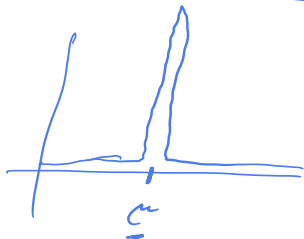
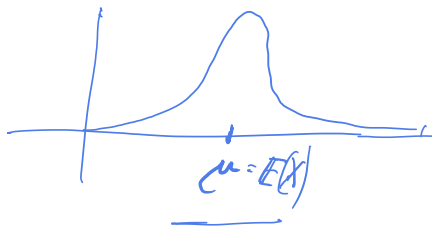
$$\mathbb{E}(X - \mu)^2$$

## Definice

Rozptyl (variance) n.v.  $X$  nazveme číslo  $\mathbb{E}((X - \mathbb{E}X)^2)$ .  
Značíme jej  $\text{var}(X)$ .

## Věta

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



# Podmíněná střední hodnota

## Definice

*Pokud  $X$  je diskrétní n.v. a  $P(B) > 0$ , tak podmíněná střední hodnota  $X$  za předpokladu  $B$  (conditional expectation of  $X$  given  $B$ ) je*

$$\mathbb{E}(X \mid B) = \sum_{x \in \text{Im}(X)} x \cdot P(X = x \mid B),$$

*pokud součet má smysl.*

# Rozbor všech možností

## Věta

*Pokud  $B_1, B_2, \dots$  je rozklad  $\Omega$  a  $A \in \mathcal{F}$ , tak*

$$\mathbb{E}(X) = \sum_i \mathbb{E}(X \mid B_i)P(B_i),$$

*kdykoliv má součet smysl. (Sčítance s  $P(B_i) = 0$  považujeme za 0.)*

# Rozbor všech možností