MV011 Statistika I

3. Náhodná veličina

Jan Koláček (kolacek@math.muni.cz)

Ústav matematiky a statistiky, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Brno



Motivační příklad

Příklad 1

Házíme opakovaně mincí. Ze 100 náhodných pokusů: $56 \times$ "hlava" a $44 \times$ "orel". Otázka: je tato mince "spravedlivá"?

prostor elementárních jevů:
$$\Omega = \{\text{,hlava}^{\circ};\text{,orel}^{\circ}\}$$
elementární jevy: $\omega_1 = \text{,hlava}^{\circ}, \ \omega_2 = \text{,orel}^{\circ}$
jevová σ - algebra: $\mathcal{A} = \{\emptyset, \omega_1, \omega_2, \Omega\}$

Nás však zajímá např. počet hlav ve 100 pokusech

$$\{ ext{,"hlava"}\} \in \Omega \overset{X}{\mapsto} 1 \in \mathbb{R}$$
 $\{ ext{."orel"}\} \in \Omega \overset{X}{\mapsto} 0 \in \mathbb{R}$

X je **zob**razení, číslo 1 se nazývá jeho **realizace**

Otázka: Jaké jsou pravděpodobnosti jednotlivých hodnot zobrazení X?

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 2 / 29

Náhodná veličina

Definice 1

Nechť (Ω,\mathcal{A},P) je pravděpodobnostní prostor, $X:\Omega\to\mathbb{R}$ je takové zobrazení, že pro $\forall\,x\in\mathbb{R}$ platí

$$\{\omega \in \Omega : X(\omega) \le x\} = X^{-1}((-\infty, x)) \in \mathcal{A}$$

Pak X nazýváme **náhodnou veličinou** (**random variable**) (vzhledem k jevovému poli (Ω, \mathcal{A})).

Pravděpodobnostní chování náhodné veličiny lze popsat pomocí distribuční funkce.

Definice 2

Nechť X je náhodná veličina definovaná na pravděpodobnostním prostoru (Ω,\mathcal{A},P) . Pak funkci $F(x)=P(X\leq x)$, kde $x\in\mathbb{R}$, nazýváme **distribuční funkcí (cumulative distribution function)** náhodné veličiny X.

Poznámka 3

Zjednodušené značení: $P(X \le x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \le x\})$

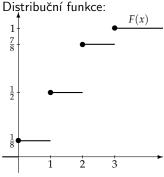
Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 3 / 29

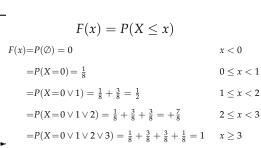
Distribuční funkce

Příklad 2 (3 nezávislé hody mincí)

$$\Omega = \{\omega_1 = (H, H, H), \omega_2 = (H, H, O), \omega_3 = (H, O, H), \omega_4 = (O, H, H), \omega_5 = (O, O, H), \omega_6 = (O, H, O), \omega_7 = (H, O, O), \omega_8 = (O, O, O)\}.$$
 Jevová σ-algebra: $A = 2^{\Omega}$.

 $X \dots$ "počet hlav ve třech hodech" $\Rightarrow X \in \{0,1,2,3\}$.





Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 4 / 29

Distribuční funkce

Věta 4 (Vlastnosti distribuční funkce)

Nechť F(x) je distribuční funkce náhodné veličiny X definované na (Ω,\mathcal{A},P) . Pak

- ► F je neklesající.
- F je zprava spojitá.
- $\lim_{x \to \infty} F(x) = 1 \text{ a } \lim_{x \to -\infty} F(x) = 0.$
- $ightharpoonup 0 \le F(x) \le 1$ pro $x \in \mathbb{R}$.
- $P(X = x) = F(x) \lim_{y \to x^{-}} F(y).$
- F má nejvýše spočetně mnoho bodů nespojitosti.
- $P(x_1 < X \le x_2) = F(x_2) F(x_1)$ pro $x_1, x_2 \in \mathbb{R}, x_1 < x_2$.

Náhodná veličina

Příklad 3

Házíme opakovaně mincí.

 $X_1 \dots$ "počet hlav v 10 pokusech"

X₂ ..., čas, který stráví mince ve vzduchu, než spadne"

Obecně

```
X \begin{cases} \textbf{diskrétní} \text{ náhodná veličina - max. spočetně mnoho hodnot} \\ \text{např. } X \in \mathbb{N}_0 \\ \\ \textbf{spojitá náhodná veličina - nespočetně mnoho hodnot} \\ \text{např. } X \in (0,\infty) \end{cases}
```

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 6 ,

Diskrétní náhodná veličina

Definice 5

Řekneme, že náhodná veličina X je **diskrétního typu** (**discrete**), pokud existuje nejvýše spočetná množina $M \subset \mathbb{R}$ taková, že platí $P(X \in M) = 1$.

Definice 6

Nechť X je diskrétní náhodná veličina. Pak funkci p(x) = P(X = x), $x \in M$, nazýváme **pravděpodobnostní funkcí** (**probability distribution function**) diskrétní náhodné veličiny X a množinu M **oborem hodnot** X.

Poznámka 7

Pravděpodobnostní funkci lze definovat pro všechna reálná čísla, když položíme p(x)=0 pro $x\notin M.$

Značení: Fakt, že jde o diskrétní náhodnou veličinu budeme značit $X \sim (M, p)$.

Diskrétní náhodná veličina

Věta 8 (Vlastnosti pravděpodobnostní funkce)

Nechť $X \sim (M, p)$. Pak

$$ightarrow p(x) \geq 0$$
 pro $orall \ x \in \mathbb{R}$ a $\sum\limits_{x \in M} p(x) = 1.$

$$ightharpoonup P(X \in B) = \sum\limits_{x \in M \cap B} p(x) \;\;\; ext{pro libovoln\'e } B \in \mathcal{B}.$$

$$ightharpoonup F(x) = \sum_{t \in M, t \leq x} p(t) \quad \textit{pro} \quad \forall \ x \in \mathbb{R}.$$

$$ightharpoonup p(x) = F(x) - \lim_{y \to x^{-}} F(y) \quad pro \quad \forall \ x \in \mathbb{R}.$$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 8 / 29

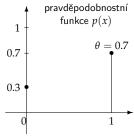
Příklad 4 (Alternativní rozdělení (Alternative distribution))

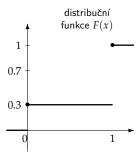
Uvažujme náhodný pokus, který může skončit s pravděpodobností $\theta \in (0,1)$ "úspěchem" a s pravděpodobností $1-\theta$ "neúspěchem".

Prostor elementárních jevů:
$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2\}$$
 σ -algebra náhodných jevů: $\mathcal{A} = \{\emptyset, \{\omega_1\}, \{\omega_2\}, \Omega\}$ PST: $P(\emptyset) = 0$, $P(\omega_1) = 1 - \theta$, $P(\omega_2) = \theta$ a $P(\Omega) = 1$.

Náhodná veličina:
$$X(\omega_1)=0$$
 (neúspěch), $X(\omega_2)=1$ (úspěch).

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 9 ,





Diskrétní náhodná veličina s definičním oborem $M = \{0,1\}$ a pravděpodobnostní funkcí

$$p(x) = \begin{cases} \theta & x = 1 \\ 1 - \theta & x = 0 \\ 0 & jinak \end{cases} \begin{cases} \theta^{x} (1 - \theta)^{1 - x} & x = 0, 1 \\ 0 & jinak. \end{cases}$$

Náhodnou veličinu značíme $X \sim A(\theta)$.

Příklad 5 (Binomické rozdělení (Binomial distribution))

Uvažujme posloupnost n nezávislých alternativních pokusů typu úspěch/neúspěch s pravděpodobností úspěchu $\theta \in (0,1)$ pro každý pokus.

X je náhodná veličina udávající **počet úspěchů v** n **pokusech**.

Obor hodnot náhodné veličiny X:

$$M = \{0, 1, \ldots, n\}$$

a pravděpodobnostní funkce

$$p(x) = \begin{cases} \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} & x = 0, 1, \dots, n, \ n \in \mathbb{N}, \ \theta \in (0,1) \\ 0 & \text{jinak.} \end{cases}$$

Náhodnou veličinu značíme $X \sim Bi(n, \theta)$.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 11

Příklad 6

Basketbalista hází trestný hod (šestku) s pravděpodobností úspěchu 0,9. Určete pravděpodobnost, že z pěti hodů:

- a) dá 5 košů
- b) dá alespoň dva koše
- c) dá nejvýše dva koše

 $X\dots$ počet vstřelených košů z pěti pokusů, $X\sim Bi(5;0,9)$

a)
$$P(X = 5) = \binom{5}{5}0,9^50,1^0 = 0,59$$

b)
$$P(X \ge 2) = 1 - P(X \le 1) = 1 - (P(X = 0) + P(X = 1))$$

= $1 - (\binom{5}{0}0, 9^00, 1^5 + \binom{5}{1}0, 9^10, 1^4) = 0,99954$

c)
$$P(X \le 2) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2)$$

= $\binom{5}{0}0, 9^00, 1^5 + \binom{5}{1}0, 9^10, 1^4 + \binom{5}{2}0, 9^20, 1^3 = 0,00856$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 12 / 29

Příklad 7 (Poissonovo rozdělení)

Jestliže $M = \{0, 1, 2, ...\}$ a pravděpodobnostní funkce je tvaru

$$p(x) = \begin{cases} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} & x = 0, 1, 2, \dots, \quad \lambda > 0 \\ 0 & \text{jinak} \end{cases}, \text{ pak značíme } X \sim Po(\lambda).$$

Poissonovo rozdělení popisuje výskyt řídkých jevů za určitou jednotku času, prostoru apod. Parametr λ značí očekávaný (průměrný) počet výskytů za jednotku. Jako příklad můžeme uvést

- počet organismů v jednotce půdy
- počet listí na stromech
- počet havárií za časovou jednotku (den, týden, měsíc, rok, ...)
- počet hovorů v telefonní síti za časovou jednotku

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 13 / 29

Příklad 8

Na server přijde během hodiny průměrně 120 požadavků.

Jaká je pravděpodobnost, že během 2 minut, po které je server restartován:

- a) nepřijde žádný požadavek,
- b) přijdou více jak 3 požadavky,
- c) přijdou více jak 3 požadavky, ale méně než 7 požadavků.

 $X\dots$ počet požadavků během 2 minut, 120 požadavků za hodinu \Rightarrow 4 požadavky za 2 minuty $\Rightarrow X \sim Po(4)$

a)
$$P(X=0) = e^{-4} \frac{4^0}{0!} = 0,0183$$

b)
$$P(X > 3) = 1 - P(X \le 3)$$
$$= 1 - e^{-4} \left(\frac{4^0}{0!} + \frac{4^1}{1!} + \frac{4^2}{2!} + \frac{4^3}{3!} \right) = 0,5665$$

c)
$$P(3 < X < 7) = P(X = 4) + P(X = 5) + P(X = 6)$$

= $e^{-4}(\frac{4^4}{4!} + \frac{4^5}{5!} + \frac{4^6}{6!}) = 0,4558$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 14 / 29

Příklad 9 (Geometrické rozdělení)

Uvažujme nekonečnou posloupnost nezávislých alternativních pokusů typu úspěch/neúspěch s pravděpodobností úspěchu $\theta \in (0,1)$ pro každý pokus. Náhodná veličina X udává počet neúspěchů před prvním úspěchem.

Definiční obor náhodné veličiny: $M = \{0, 1, 2, ...\}$.

Pravděpodobnostní funkce je tvaru

$$p(x) = \begin{cases} (1-\theta)^x \theta & x = 0, 1, 2, \dots, \quad \theta \in (0,1) \\ 0 & \textit{jinak} \end{cases} \text{ a značíme } \frac{X \sim Ge(\theta)}{}$$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 15 / 29

Příklad 10

Pravděpodobnost narození dívky je 0,49. Jaká je pravděpodobnost, že dívka se narodí až jako třetí?

 $X \dots$ počet narozených chlapců před první dívkou, $X \sim Ge(0,49)$

$$P(X = 2) = (1 - 0.49)^2 \cdot 0.49 = 0.127$$

16 / 29 MV011 Statistika I

Spojitá náhodná veličina

Definice 9

Řekneme, že náhodná veličina X definovaná na (Ω, \mathcal{A}, P) je **absolutně spojitého typu** (continuous), jestliže existuje nezáporná integrovatelná funkce f taková, že rozdělení pravděpodobností

$$P_X(B) = \int\limits_B f(x) dx$$
 pro každé $B \in \mathcal{B}$.

Funkci f nazýváme **hustotou rozdělení pravděpodobností (density**) náhodné veličiny X absolutně spojitého typu, stručněji f je hustotou X.

Značení: Fakt, že jde o spojitou náhodnou veličinu budeme značit $X \sim f$.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 17 /

Spojitá náhodná veličina

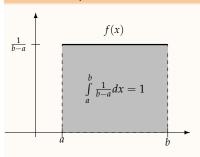
Věta 10 (Vlastnosti hustoty)

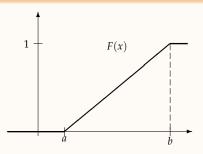
Nechť X je náhodná veličina absolutně spojitého typu, f její hustota a F její distribuční funkce. Pak

- $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$
- $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt$
- ► F je absolutně spojitá funkce.
- Hustota f je určena skoro všude jednoznačně vzhledem k Lebesgueově míře, tj. jsou-li f a g hustoty náhodné veličiny X, pak μ $(\{x: f(x) \neq g(x)\}) = 0$.
- Existuje F' skoro všude vzhledem k Lebesgueově míře a funkce f(x) = F'(x) je hustotou náhodné veličiny X.
- Pro každé a < b platí $F(b) F(a) = \int\limits_a^b f(x) dx$

a také
$$P(a < X \le b) = P(a \le X < b) = P(a \le X \le b) = \int_a^b f(x) dx$$
.

Příklad 11 (Rovnoměrné rozdělení (Uniform distribution))





$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in (a,b), \ a < b, \\ 0 & jinak. \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in (a,b), \ a < b, \\ 0 & \textit{jinak.} \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0 & x \le a, \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in (a,b), \ a < b, \\ 1 & x \ge b \end{cases}$$

Značíme $X \sim Ro(a,b)$.

MV011 Statistika I Jan Koláček (PřF MU) 19 / 29

Příklad 12

Tramvaj jezdí v 10 minutových intervalech. Náhodně přijdeme na zastávku a měříme čas čekání na tramvaj. Určete pravděpodobnost, že budu čekat méně než 2 minuty.

 $X\dots$ čas (v minutách) do příjezdu tramvaje $\Rightarrow X \sim Ro(0,10)$, $f(x)=\frac{1}{10}$ pro $x\in(0,10)$

$$P(X < 2) = \int_{-\infty}^{2} f(x)dx = \int_{0}^{2} \frac{1}{10}dx = \left[\frac{x}{10}\right]_{0}^{2} = F(2) - F(0) = 0,2$$

Příklad 13

Náhodnou veličinou s rovnoměrným rozdělením je např. chyba při zaokrouhlování. Například zaokrouhlujeme-li na k desetinných míst, pak chyba $X \sim Ro\left(-5\cdot 10^{-k-1}, 5\cdot 10^{-k-1}\right)$.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 20 /

Příklad 14 (Normální (Gaussovo) rozdělení (Normal, Gaussian distribution))

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \qquad x \in \mathbb{R}, ; \mu \in \mathbb{R}, \ \sigma > 0 \quad \text{značíme} \quad \frac{X \sim N(\mu, \sigma^2)}{U \sim N(0, 1)}.$$

$$\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2} \qquad u \in \mathbb{R} \qquad \text{značíme} \quad \frac{U \sim N(0, 1)}{U \sim N(0, 1)}.$$

Standardizace: $U = \frac{X - \mu}{\sigma}$

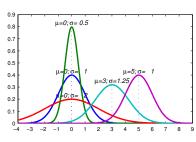
Hustota $\varphi(u)$ je hustotou tzv. **standardizovaného normálního rozdělení**. Bývá

zvykem značit její distribuční funkci jako $\Phi(u) = \int\limits_{-\infty}^{u} \varphi(t)dt$.

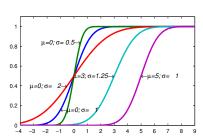
Distribuční funkci normálního rozdělení $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt$ nelze vyjádřit pomocí elementárních funkcí, lze ji však zapsat pomocí mocninných řad.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 21 / 29

Hustoty



Distribuční funkce



 Jan Koláček (PřF MU)
 MV011 Statistika I
 22 / 29

Příklad 15

Při prodeji vánočních kaprů má hmotnost kapra v jedné z kádí přibližně normální rozdělení s parametry $\mu = 2,3$ a $\sigma^2 = 0,3^2$. Jaký podíl kaprů přesáhne svou hmotností 2,6 kg?

 $X \dots \text{hmotnost kapra} \Rightarrow X \sim N(2,3;0,3^2)$

$$P(X > 2,6) = 1 - P(X \le 2,6) = 1 - P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{2,6 - 2,3}{0,3}\right)$$
$$= 1 - P(U \le 1) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0,84 = 0,16$$

MV011 Statistika I

Příklad 16 (Exponenciální rozdělení)

Nechť jev A se vyskytuje v náhodných okamžicích a předpokládáme, že výskyty tohoto jevu v nepřekrývajících se intervalech jsou nezávislé. Označme

X ... náhodná veličina udávající čas, kdy poprvé nastane sledovaný jev A.

Distribuční funkce

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

Hustota

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

Řekneme, že X má **exponenciální** rozdělení s parametrem λ a značíme $X \sim Ex(\lambda)$.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 24 / 29

Příklad 17

V porodnici se narodí v průměru každé 2 hodiny dítě. Určete pravděpodobnost, že se v daném dni nenarodí žádné dítě.

X ... čas do narození prvního dítěte (jednotka = 1 den), 1 dítě za 2 hodiny \Rightarrow 12 dětí za den \Rightarrow $X \sim Ex(12)$

$$P(X > 1) = 1 - P(X \le 1) = 1 - F(1) = 1 - (1 - e^{-12}) = e^{-12} = 6,14 \cdot 10^{-6}$$

nebo

 $X \dots$ **počet** narozených dětí za 1 den $\Rightarrow X \sim Po(12)$

$$P(X = 0) = p(0) = e^{-12} \frac{12^0}{0!} = e^{-12} = 6,14 \cdot 10^{-6}$$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 25 / 29

Příklad 18 (Gamma rozdělení)

Jestliže náhodná veličina X má hustotu

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\mu^a \Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\frac{x}{\mu}} & a > 0, x \ge 0, \\ 0 & x < 0. \end{cases}$$

značíme

 $X \sim Gamma(a, \mu)$

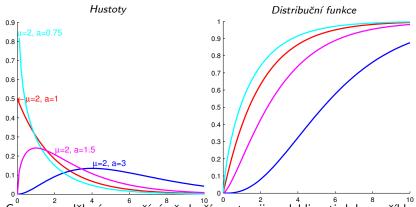
 $a = n \in N$ Erlangovo rozdělení

Funkce
$$\Gamma$$
 je pro $a>0$ definována předpisem $\Gamma(a)=\int\limits_0^\infty x^{a-1}e^{-x}dx.$

Její nejčastěji používané vlastnosti jsou

$$\Gamma(a+1)=a\Gamma(a), \ \Gamma(1/2)=\sqrt{\pi} \ \Gamma(n)=(n-1)! \ {
m pro} \ n\in\mathbb{N}$$

26 / 29 Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I



Gamma rozdělení se používá především v teorii spolehlivosti, kdy například exponenciální rozdělení modeluje dobu do poruchy u komponent, které nejsou trvale namáhány, Erlangovo rozdělení se využívá pro popis doby života do *n*-té poruchy apod.

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 27 / 29

Příklad 19 (Beta rozdělení)

Jestliže náhodná veličina X má hustotu

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{B(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1} & a,b > 0, x \in \langle 0,1 \rangle \\ 0 & \textit{jinak} \end{cases}$$
 značíme $X \sim \textit{Beta}(a,b)$

Speciální případy: a=1, b=1 rovnoměrné rozdělení Ro(0,1)

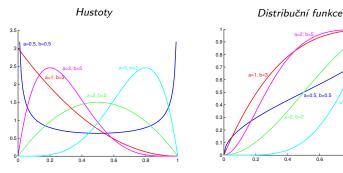
Funkce B(a, b) je pro a, b > 0 definována předpisem

$$B(a,b) = \int_{0}^{1} x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx.$$

Platí vztah mezi beta a gamma funkcí

$$B(a,b) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}.$$

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 28 / 29



V souvislosti s předchozími rozděleními se dají ukázat vztahy

$$\lim_{\substack{n \to \infty}} nBeta(1,n) = Exp(1), \\ \lim_{\substack{n \to \infty}} nBeta(k,n) = Gamma(k,1).$$

0.8

Jan Koláček (PřF MU) MV011 Statistika I 29 / 29