

SPECIALNÍ TYPY ROZDĚLENÍ

Definice : Uvažujeme pravděpodobnostní prostor (S, \mathcal{A}, P) (množina S nemusí být nutně konečná). Náhodnou veličinou na pravděpodobnostním prostoru (S, \mathcal{A}, P) budeme rozumět reálnou f-čí $X: S \rightarrow \mathbb{R}$ takovou, že pro každou Borelovskou podmnožinu $B \subset \mathbb{R}$ platí :

$$\{e \in S : X(e) \in B\} \in \mathcal{A}.$$

Poznámka : Lze ukázat, že $X: S \rightarrow \mathbb{R}$ je náhodnou veličinou $\Leftrightarrow \forall b \in \mathbb{R} :$

$$\{e \in S : X(e) \leq b\} \in \mathcal{A}$$

$$\Leftrightarrow \forall a, b \in \mathbb{R} : \{e \in S : a \leq X(e) \leq b\} \in \mathcal{A}.$$

Příklad : Předpokládejme, že jsme náhodně vybrali osobu z jistého vzorku populace a změřili jsme výšku a hmotnost této osoby. Nyní uvažujme základní prostor $S = \mathbb{R}^2 = \{(x, y) : x = \text{výška osoby}, y = \text{hmotnost osoby}\}$. Dále $\mathcal{A} = \mathcal{B} =$ "sigma algebra Borelovských podmnožin \mathbb{R}^2 ".
 X_1 budeme definovat předpisem :

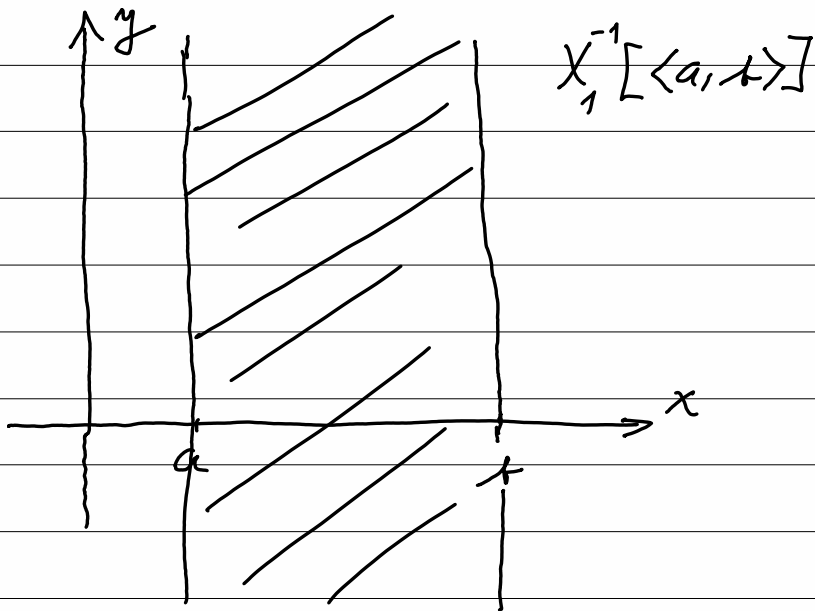
$$X_1(x, y) = x.$$

$$X_2(x, y) = y, \quad \forall (x, y) \in S = \mathbb{R}^2.$$

X_1 a X_2 jsou obě Borelovské měřitelné funkce. Např. $\forall a, b \in \mathbb{R}$ je $X_1^{-1}[\langle a, b \rangle] =$

$$= \{(x, y) : a \leq X_1(x, y) \leq b\} = \{(x, y) : a \leq x \leq b\}.$$

Tato množina je zřejmě Borelovskou množinou:



Klasifikace náhodných veličin

a) Řekneme, že náhodná veličina X je diskrétní náhodnou veličinou, je-li její obor hodnot buď konečnou nebo nekonečnou spočetnou množinou

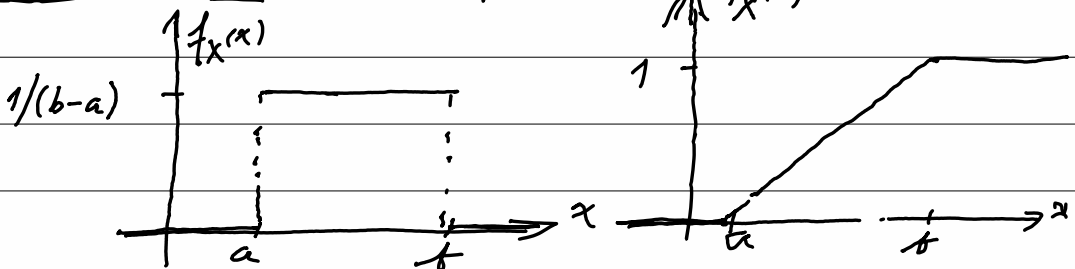
b) Řekneme, že náhodná veličina X je absolutně spojitá, existuje-li nezáporná funkce $f_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ taková, že platí:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt, \quad \forall x \in \mathbb{R},$$

kde F_X je distribuční funkce náhodné veličiny X definované předpisem: $F_X(x) = P(\{X \leq x\})$.

Funkci f_X budeme nazývat hustotou pravděpodobnosti náhodné veličiny X .

Příklad na hustotu f_X :



DISTRIBUČNÍ FUNKCE NA $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mathbb{P})$

Uvažujeme pravděpodobnostní prostor $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mathbb{P})$, kde \mathcal{B} je σ -algebra Borelovských podmnožin $A \subset \mathbb{R}$. Pak $\forall x \in \mathbb{R} : (-\infty, x] \in \mathcal{B}$, potom funkce $F: x \mapsto \mathbb{P}((-\infty, x])$ má vlastnosti:

(i) funkce $F(x)$ je neklesající;

(ii) $F(-\infty) = 0$, $F(+\infty) = 1$, kde $F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x)$ a

$$F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x);$$

(iii) funkce $F(x)$ je zprava spojitá v každém bodě $x \in \mathbb{R}$ a $\forall x \in \mathbb{R}$ existuje $\lim_{t \rightarrow x^-} F(t)$.

Definice: Každá funkce $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ splňující podmínky (i) - (iii) se nazývá distribuční funkce (na \mathbb{R}).

Věta : Necht' $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ je distribuční funkce na reálné ose. Potom existuje na měřitelném prostoru $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ jediná pravděpodobnostní míra $\mathbb{P}: \mathcal{B} \rightarrow \mathbb{R}$ taková, že

$$\mathbb{P}((a, b]) = F(b) - F(a),$$

kdykoliv je $a, b \in \mathbb{R}, -\infty \leq a < b < \infty$.

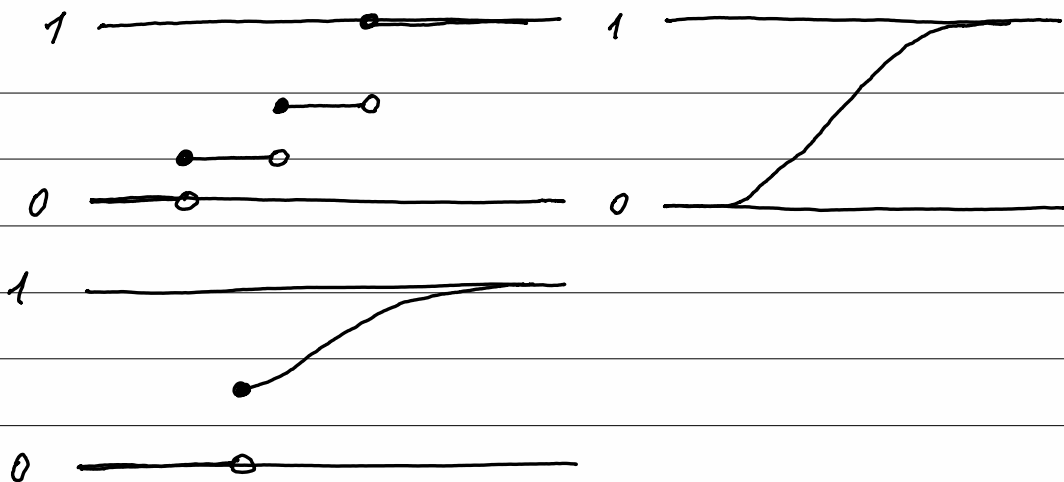
Důkaz : Důkaz nebude uvádět neboť bychom potřebovali mít k dispozici některé poznatky z teorie míry. \square

Ž předchozí věty vyplývá, že máme-li danou distribuční funkci $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, potom existuje pravděpodobnostní prostor $(S, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ a náhodná veličina $X: S \rightarrow \mathbb{R}$ taková, že

$$F = F_X.$$

Připomeňme, že $F_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ je definována předpisem : $F_X(x) = \mathbb{P}(\{X \leq x\})$, $\forall x \in \mathbb{R}$.

Graty distribučních funkcí mohou vypadat například takto:



Příklady pravděpodobnostních rozdělení

NÁZEV	PRÁVĚ PODOBNOSTI p_k	PARAMETRY
Diskrétní stejně pravděpodobné	$1/N, k=1, \dots, N$	$N=1, 2, \dots$
Bernoulliho	$p_1 = p, p_0 = q$	$0 \leq p \leq 1, q = 1-p$
Binomické rozdělení	$\binom{n}{k} p^k q^{n-k}$ $k = 0, 1, 2, \dots$	$0 \leq p \leq 1, q = 1-p$ $n = 1, 2, \dots$
Poissonovo rozdělení	$e^{-\lambda} \lambda^k / k!, k=0, 1, \dots$	$\lambda > 0$

geometrické
rozdělení $q^{k-1} p, k=1, 2, \dots$ $0 \leq p \leq 1, q=1-p$

Pascalovo
rozdělení $\binom{k-1}{r-1} p^r q^{k-r}$ $0 \leq p \leq 1, q=1-p$
 $k=r, r+1, \dots$ $r=1, 2, \dots$

Příklady: 1) Uvažujme náhodný pokus při němž se dvakrát hází mincí přičemž a hody jsou na sobě nezávislé. Zapišme základní prostor:

$$S = \{PP, PO, OP, OO\}.$$

Dále necht' $A = P(S) =$ potenciální množina a necht' $P(PP) = 0.36, P(PO) = P(OP) = 0.24, P(OO) = 0.16$. Necht' náhodná veličina X označuje počet hode° kdy padla na minci „panna“. Obor hodnot je rovná množinou $\{x_1, x_2, x_3\} = \{0, 1, 2\}$. Pravděpodobnostní funkce p_X nabývá hodnot:

$$p_X(k) = \binom{n}{k} p^k \cdot q^{n-k}, \quad n=2, k=0, 1, 2, \\ p=0.6, q=0.4$$

Tedy chystáváme hodnoty:

$$p_X(0) = \binom{2}{0} \cdot 0.6^0 \cdot 0.4^{2-0} = 1 \times 1 \times 0.4^2 = 0.16;$$

$$P_X(1) = \binom{2}{1} \times 0.6^1 \times 0.4^{2-1} = 2 \times 0.6 \times 0.4 = 0.48,$$

$$P_X(2) = \binom{2}{2} \times 0.6^2 \times 0.4^{2-2} = 1 \times 0.36 \times 1 = 0.36.$$

Dále spočítáme funkční hodnoty distribuční funkce F_X :

$$F_X(0) = P(\{X \leq 0\}) = \sum_{i, x_i \leq 0} P_X(x_i) =$$

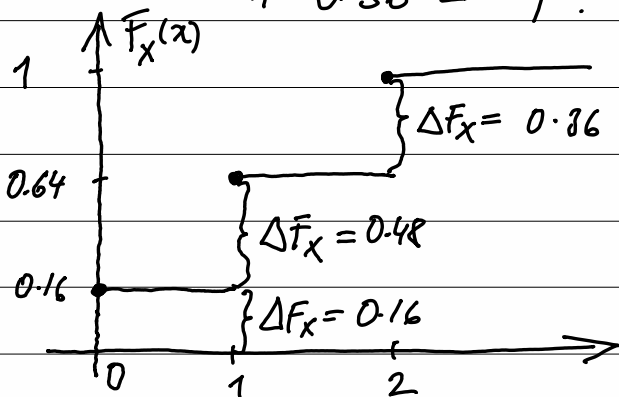
$$= P_X(0) = 0.16;$$

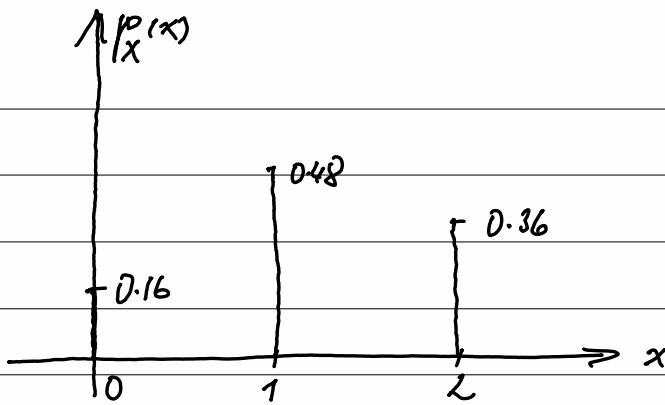
$$F_X(1) = P(\{X \leq 1\}) = \sum_{i, x_i \leq 1} P_X(x_i) = P_X(0) +$$

$$+ P_X(1) = 0.16 + 0.48 = 0.64,$$

$$F_X(2) = P(\{X \leq 2\}) = \sum_{i, x_i \leq 2} P_X(x_i) =$$

$$= P_X(0) + P_X(1) + P_X(2) = 0.16 + 0.48 + 0.36 = 1.$$





2) Předpokládejme, že náhodný čísel X je náhodně v intervalu $\langle a, b \rangle$. Dále necht \mathcal{F}_X má stejnoměrné rozdělení pravděpodobnosti.

Položme $S = \mathbb{R}$, $\mathcal{A} = \mathcal{B}(\mathbb{R}) = \sigma$ -algebra Borelovských podmnožin \mathbb{R} , $\forall e \in \mathcal{R}$:

$$X(e) = e, \quad f(x) = f_X(x) =$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{pro } x \in \langle a, b \rangle \\ 0 & \text{pro } x \notin \langle a, b \rangle. \end{cases}$$

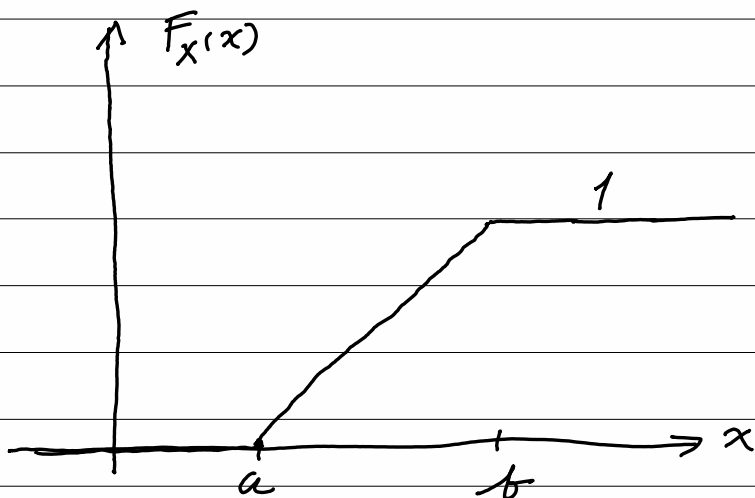
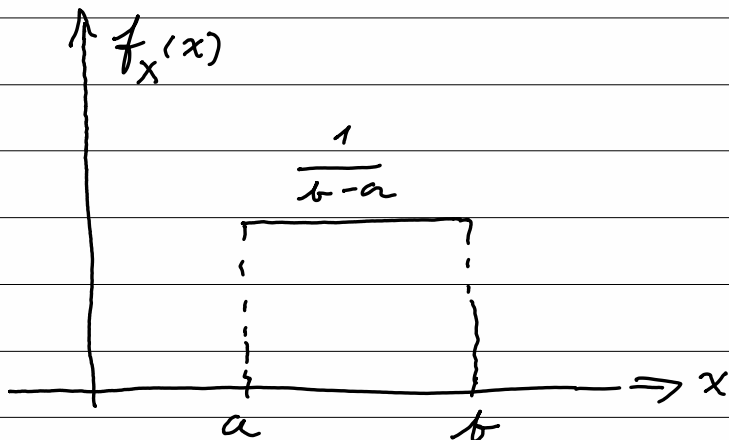
Pravděpodobnostní míra $P : \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ bude definována předpisem :

$$P(B) = \int_B f(x) dx.$$

Pokud $B \subset \langle a, b \rangle$ a B je interval, pak $P(B) = (\text{délka int. } B) / (b-a)$.

graf hustoty $f=f_x$ a distribuční funkce

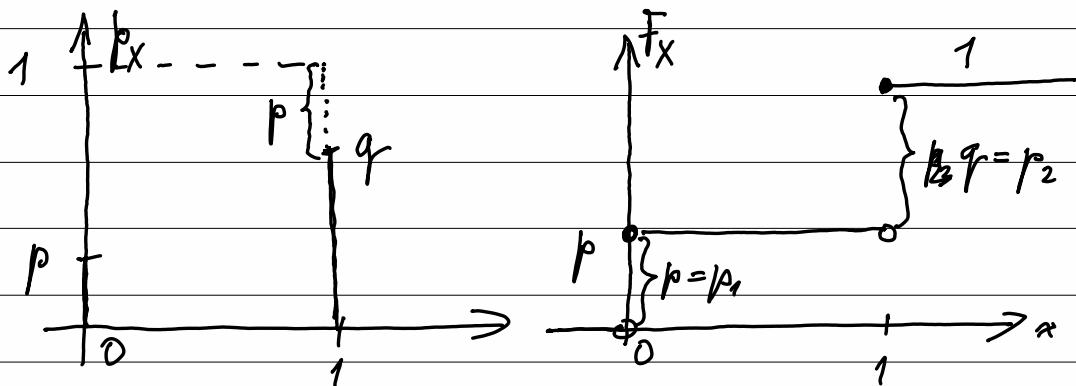
F_x vypadají takto:



3) Alternativní rozdělení pravděpodobnosti

Náhodná veličina nabývá pouze dvou hodnot
 $X = 1 = \text{"úspěch"}$, $X = 0 = \text{"neúspěch"}$.

Pak $p_1 = P(\{X=1\}) = p \in (0,1)$ a
 $p_{00} = P(\{X=0\}) = q = 1-p$.



$$\boxed{EX} = \text{"střední hodnota"} = \sum_i x_i \cdot p_x(x_i) =$$

$$= 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$$

$$DX = \text{"rozptyl"} := \sum_i (x_i - EX)^2 p_x(x_i)$$

$$= (0-p)^2 \cdot p_0 + (1-p)^2 \cdot p_1 = p^2 \cdot (1-p) +$$

$$+ (1-p)^2 \cdot p = p^2 - p^3 + p - 2p^2 + p^3 =$$

$$= p - p^2 = p(1-p) = p \cdot q$$

$$\boxed{DX = pq}$$

4) geometrické rozdělení pravděpodobnosti:

Žde náhodná veličina X nabývá celých nezáporných hodnot. Žde pravděpodobnostní funkce

p_x má předpis:

$$p_x(k) = P(\{X=k\}) = p \cdot q^k,$$

žde $k=0, 1, 2, \dots$ a $q=1-p$, $p \in (0,1)$.

Spočítáme opět s touto střední hodnotou a rozptýl pro takovéto rozdělení pravděpodobnosti:

$$\boxed{EX} = \sum_{i=0}^{\infty} x_i p_x(x_i) = \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot p^i \cdot (1-p) =$$

$$= (1-p) \underbrace{\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot p^i}_{\text{jedná se o tzv. aritmeticko-geometrickou řadu}} = (1-p) \frac{p}{(1-p)^2} = \frac{p}{1-p} \boxed{\frac{p}{q}}$$

jedná se o tzv. aritmeticko-geometrickou řadu

$$DX = \sum_{i=0}^{\infty} (x_i - EX)^2 p_x(x_i) = \sum_{i=0}^{\infty} (i - \frac{p}{q})^2 p^i \cdot (1-p)$$

$$= \dots = \boxed{\frac{p}{q^2}}.$$

Toto rozdělení popisuje pravděpodobnost při opakovaném provádění Bernoulliho

pokusů přičemž X označuje počet úspěšných

pokusů předcházející prvnímu neúspěšnému pokusu. Pravděpodobnost úspěšného pokusu = $p \in (0,1)$ q označuje pravděpodobnost pokusu neúspěšného.

Sečteme nyní řadu $\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot p^i$

$$S_n = p + 2p^2 + \dots + np^n \quad | \cdot p$$

$$pS_n = \quad + p^2 + 2p^3 + \dots + (n-1)p^n + np^{n+1}$$

$$S_n(1-p) = \underbrace{p + p^2 + p^3 + \dots + p^n}_{\text{suma geometrické řady}} - np^{n+1} =$$

$$= p \frac{1-p^n}{1-p} - np^{n+1} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow S_n = p \frac{1-p^n}{(1-p)^2} - \frac{np^{n+1}}{1-p} = \frac{p - p^{n+1} - np^{n+1}(1-p)}{(1-p)^2}$$

$$= \frac{p - \overset{\rightarrow 0}{p^{n+1}} - np^{\overset{\rightarrow 0}{n+1}} + np^{\overset{\rightarrow 0}{n+2}}}{(1-p)^2} \rightarrow \frac{p}{(1-p)^2}$$

5) Hypergeometrické rozdělení pravděpodobnosti

Předpokládáme, že náhodná veličina X nabývá celých nezáporných hodnot $0, 1, 2, \dots, m$.
Pak je pravděpodobnostní funkce dána vztahem:

$$p_X(m) = P(\{X=m\}) = \frac{\binom{M}{m} \binom{N-M}{m-m}}{\binom{N}{m}}, \quad m = 0, 1, 2, \dots, m.$$

Zde $M, N, m \in \mathbb{N}$ a platí podmínky:

$$N > M, \quad N > m, \quad M > m \quad \text{a} \\ N - M > m - m.$$

Aplikovat lze na situaci, kdy máme vzorek mající N prvků z nichž M má sledovanou vlastnost. Pak náhodně vybereme m prvků přičemž vybrané prvky zpět navrátíme. X pak bude označovat počet vybraných prvků, které mají sledovanou vlastnost.

Pak lze vypočtem zjistit, že:

$$\mathbb{E}X = \sum x_i \cdot p_X(x_i) = m \frac{M}{N} \quad \text{a} \quad \mathbb{D}X = m \frac{M}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right) \frac{N-m}{N-1}$$

Poznámka: Uvažujme nezápornou Riemannovskou integrabilní funkci $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ takovou, že

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1.$$

Položme $S = \mathbb{R}$, $\mathcal{A} = \mathcal{B}(\mathbb{R}) = \sigma$ -algebra

Borelovských množin. Platí následující věta:

(*) Věta. Necht' $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ je Riemannovská integrabilní funkce taková, že $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$.

Potom existuje jediná pravděpodobnostní míra $\mathbb{P}: \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ taková, že

$$\mathbb{P}((a, b]) = \int_a^b f(x) dx \quad \text{pro}$$

všechny intervaly $(a, b] \subset \mathbb{R}$.

Tedy je-li dána nezáporná \mathbb{R} -integrabilní funkce $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ taková, že $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$, pak díky předchozí větě definiujeme $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$:

$$\int_B f(x) dx := \mathbb{P}(B),$$

kde \mathbb{P} je jednoznačně určená pravděpodobnostní míra.

Nyní předpokládejme, že X je absolutně spojitá náhodná veličina. Pak $\forall x \in \mathbb{R}$:

$$F_X(x) = P(\{X \leq x\}) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt.$$

Pak platí: $F_X(x) \rightarrow 1$ pro $x \rightarrow \infty \Rightarrow$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1.$$

Dále platí: $P(\{a < X \leq b\}) = \int_a^b f_X(x) dx.$

Pokud $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ položíme $Q(B) := P(\{X \in B\})$, pak $Q: \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}_0^+$ je pravděpodobnostní míra na prostoru $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ a pro každý interval $(a, b] \subset \mathbb{R}$ platí:

$$Q((a, b]) = \int_a^b f_X(x) dx.$$

Pak z věty (*) plyne, že $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$:

$$P(\{X \in B\}) = Q(B) = \int_B f_X(x) dx.$$

Je-li tedy X absolutně spojitá náhodná veličinou a $c \in \mathbb{R}$, potom:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{X=c\}) &= \mathbb{P}(\{c \leq X \leq c\}) = \int_c^c f_X(x) dx \\ &= 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Dále máme: } \mathbb{P}(\{a \leq X \leq b\}) &= \\ &= \mathbb{P}(\{a < X \leq b\}) = \mathbb{P}(\{a \leq X < b\}) \\ &= \mathbb{P}(\{a < X < b\}) = \\ &= \int_a^b f_X(x) dx = F_X(b) - F_X(a). \end{aligned}$$

Je-li hustota pravděpodobnosti $f_X(x)$ spojitou funkcí, pak $\forall x \in \mathbb{R}$ platí:

$$\frac{d}{dx} \left(\int_{-\infty}^x f_X(t) dt \right) = F_X'(x) = f_X(x).$$

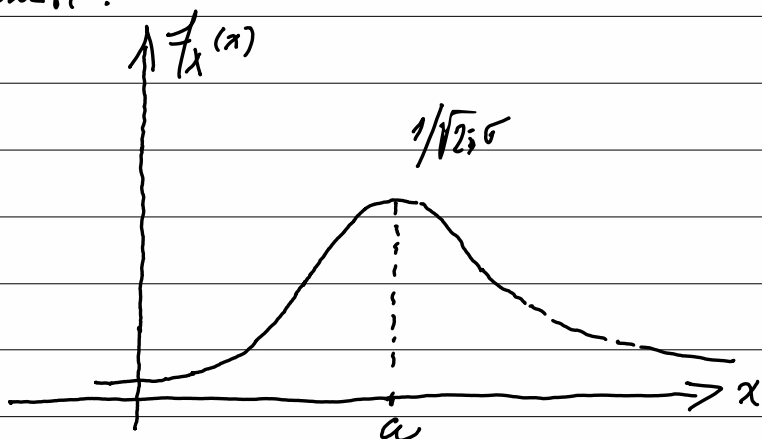
VĚTA: Je-li X absolutně spojitá náhodná veličina, potom je distribuční funkce F_X spojitou funkcí.

Příklad (Náhodná veličina s normálním rozdělením pravděpodobnosti).

Je-li X náhodná veličina s hustotou pravděpodobnosti:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}$$

($\sigma > 0$, $\mu \in \mathbb{R}$), pak říkáme, že náhodná veličina X má normální rozdělení pravděpodobnosti.



(ze spočítat, že $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}$. Odtud

$$\begin{aligned} \text{pak plyne, že } & \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \left| y = \frac{x-\mu}{\sqrt{2}\sigma} \right| = \\ & = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-y^2} dy = 1. \end{aligned}$$