

## 5. cvičení z PSI

31. října - 4. listopadu 2016

### 5.1 (náhodná veličina bez střední hodnoty nebo bez rozptylu)

Uveďte příklad náhodné veličiny, která

- (a) nemá střední hodnotu,
- (b) má střední hodnotu, ale nemá rozptyl.

#### Řešení:

Vezměme spojitou náhodnou veličinu. Teď nám stačí najít si vhodné divergující integrály.

Uvažujme třeba spojitou veličinu  $Y$  s hustotou  $f_Y(t) = \frac{1}{1+t^4}$ . Pak například:

(a) Veličina  $X = |Y|^3$  nemá střední hodnotu.

$$E(X) = E(|Y|^3) = \int_{-\infty}^{\infty} |t|^3 \cdot f_Y(t) dt = 2 \int_0^{\infty} \frac{t^3}{1+t^4} dt = \infty$$

(funkce v integrálu se chová jako  $t^{-1}$ )

(b) Veličina  $X = Y^2$  má střední hodnotu, ale nemá rozptyl.

$$E(X) = E(Y^2) = \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot f_Y(t) dt = 2 \int_0^{\infty} \frac{t^2}{1+t^4} dt < \infty$$

(funkce v integrálu se chová jako  $t^{-2}$ )

$$E(X^2) = E(Y^4) = \int_{-\infty}^{\infty} t^4 \cdot f_Y(t) dt = 2 \int_0^{\infty} \frac{t^4}{1+t^4} dt = \infty$$

(funkce v integrálu má v nekonečnu limitu 1)

Tudíž

$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \infty.$$

**Doplňk k definici střední hodnoty a vyšších momentů (neboli jak více pochopit vzorce a jejich význam):**

Mějme náhodnou veličinu  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , která je omezená (tj.  $|X| \leq c$ ). Vezměme si  $a > c$  a omezený interval  $\langle -a, a \rangle \subseteq \mathbb{R}$ , který obsahuje všechny hodnoty veličiny  $X$  a rozdělme ho pomocí bodů  $-a = x_0 < x_1 < \dots < x_{n-1} < x_n = a$ . Střední hodnotu veličiny  $X$  si můžeme přibližně představit jako

$$\sum_{i=1}^n x_i \cdot P(X \in (x_{i-1}, x_i)).$$

S dalším zjemňováním rozdělení intervalu  $\langle -a, a \rangle$  se pak hodnota bude ustalovat na číslu, které přirozeně můžeme označit jako (tzv. Lebesgueův) integrál z funkce  $X$  na prostoru  $\Omega$  značený jako

$$\int_{\Omega} X dP.$$

Toto je dost netriviální záležitost, ale skutečně to bude fungovat, právě proto, že  $X$  je omezená náhodná veličina, tj. vlastně omezená *integrabilní* funkce na  $\Omega$  (podle Lebesgua). Rozdíl oproti definici Riemannova integrálu je jednak v mnohem obecnějším prostoru  $\Omega$  oproti intervalům v  $\mathbb{R}$  a také to, že primárně nerozdělujeme definiční obor, ale naopak obor hodnot. Položíme tedy

$$E(X) = \int_{\Omega} X dP.$$

Pro výpočet se ale hodí toto vyjádření:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n x_i \cdot P(X \in (x_{i-1}, x_i)) &= \sum_{i=1}^n x_i \cdot (F(x_i) - F(x_{i-1})) = \\ &= \sum_{i=1}^n x_i \cdot F(x_i) - \sum_{i=1}^n x_i \cdot F(x_{i-1}) = \sum_{i=1}^n x_i \cdot F(x_i) - \sum_{i=0}^{n-1} x_{i+1} \cdot F(x_i) = \\ &= a \cdot F(a) - x_1 \cdot F(-a) - \sum_{i=1}^{n-1} F(x_i) \cdot (x_{i+1} - x_i). \end{aligned}$$

Díky volbě intervalu  $\langle -a, a \rangle \subseteq \mathbb{R}$  a omezenosti  $X$  máme  $F(a) = 1$  a  $F(-a) = 0$ . Takže dostáváme

$$\sum_{i=1}^n x_i \cdot P(X \in (x_{i-1}, x_i)) = a - \sum_{i=1}^{n-1} F(x_i) \cdot (x_{i+1} - x_i) \rightarrow a - \int_{-a}^a F(t) dt.$$

To napravo je klasický Riemannův integrál, takže pro naši omezenou veličinu  $X$  máme

$$\begin{aligned} E(X) &= a - \int_{-a}^a F(t) dt = - \int_{-a}^0 F(t) dt + \int_0^a (1 - F(t)) dt = \\ &= - \int_{-\infty}^0 F(t) dt + \int_0^{\infty} (1 - F(t)) dt = \int_0^1 q_X(\alpha) d\alpha. \end{aligned}$$

Předposlední rovnost plyne z omezenosti veličiny a poslední z grafické interpretace kvantilů.

Pro obecné náhodné veličiny použijeme aproximaci pomocí omezených veličin. Takže dostaneme stejný vzorec.

A co když teď máme veličinu s hustotou  $f_X$ ? Pak použijeme metodu per partes a vztah  $f_X(t) = F'_X(t)$  (tam, kde derivace existuje). Pokud alespoň jeden z integrálů  $-\int_{-\infty}^0 F_X(t) dt$  nebo  $\int_0^{\infty} t \cdot f_X(t) dt$  je konečný pak

$$\lim_{t \rightarrow -\infty} t \cdot F_X(t) = 0$$

a z per partes tak máme rovnost obou integrálů

$$- \int_{-\infty}^0 1 \cdot F_X(t) dt = - [t \cdot F_X(t)]_{-\infty}^0 + \int_{-\infty}^0 t \cdot F'_X(t) dt = \int_{-\infty}^0 t \cdot f_X(t) dt.$$

Z analogických podmínek dostaneme

$$\int_0^{\infty} 1 \cdot (1 - F_X(t)) dt = [t \cdot (1 - F_X(t))]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} t \cdot (1 - F_X)'(t) dt = \int_0^{\infty} t \cdot f_X(t) dt.$$

Máme tak známou rovnost:

$$E(X) = - \int_{-\infty}^0 F_X(t) dt + \int_0^{\infty} (1 - F_X(t)) dt = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt.$$

A jak teď spočítáme vyšší momenty veličiny  $X$ ?

Pro  $n$  liché je  $F_{X^n}(t) = F_X(\sqrt[n]{t})$  a pro  $n$  sudé je

$$F_{X^n}(t) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ F_X(\sqrt[n]{t}) - F_X(-\sqrt[n]{t})_- & , t \geq 0. \end{cases}$$

Z definice pak pro  $n$  liché dostaneme

$$\begin{aligned} E(X^n) &= - \int_{-\infty}^0 F_X(\sqrt[n]{t}) dt + \int_0^{\infty} (1 - F_X(\sqrt[n]{t})) dt = \left[ \int_{nu^{n-1} du = dt}^{u^n = t} \right] = \\ &= - \int_{-\infty}^0 nu^{n-1} \cdot F_X(u) du + \int_0^{\infty} nu^{n-1} \cdot (1 - F_X(u)) du \end{aligned}$$

a pro  $n$  sudé to bude

$$\begin{aligned} E(X^n) &= \int_0^{\infty} (1 - F_X(\sqrt[n]{t}) + F_X(-\sqrt[n]{t})_-) dt = \left[ \int_{nu^{n-1} du = dt}^{u^n = t} \right] = \\ &= \int_0^{\infty} nu^{n-1} \cdot F_X(-u) du + \int_0^{\infty} nu^{n-1} \cdot (1 - F_X(u)) du \end{aligned}$$

protože množina bodů  $s \in \mathbb{R}$ , kde  $F_X(s) \neq F_X(s)_-$ , je nejvýše spočetná a tedy neovlivňuje integrál.

Celkově tak pro (libovolné)  $n \in \mathbb{N}$  máme vždycky

$$\begin{aligned} E(X^n) &= - \int_{-\infty}^0 nu^{n-1} \cdot F_X(u) \, du + \int_0^{\infty} nu^{n-1} \cdot (1 - F_X(u)) \, du = \\ &= \int_0^1 (q_X(\alpha))^n \, d\alpha. \end{aligned}$$

Poslední rovnost opět plyne z prvního vyjádření  $E(X^n)$  během výpočtu a z grafické interpretace kvantilu.

## 5.2 (spojitá náhodná veličina)

Nezáporná náhodná veličina  $X$  má hustotu

$$f_X(t) = \begin{cases} 0 & , t < 1 \\ c \cdot t^{-3} & , t \geq 1 \end{cases}$$

kde  $c$  je vhodná konstanta. Určete

- hodnotu  $c$ ,
- distribuční funkci  $F_X$ ,
- distribuční funkci  $F_Y$  a hustotu pravděpodobnosti  $f_Y$  veličiny  $Y = \frac{1}{X+1}$ .

### Řešení:

(a) Pro určení konstanty  $c$  potřebujeme, aby

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) \, dt = c \int_1^{\infty} t^{-3} \, dt = c \left[ \frac{t^{-2}}{-2} \right]_1^{\infty} = \frac{c}{2}$$

tedy  $c = 2$ .

(b) Distribuční funkce je rovna

$$F_X(u) = \int_{-\infty}^u f_X(t) \, dt$$

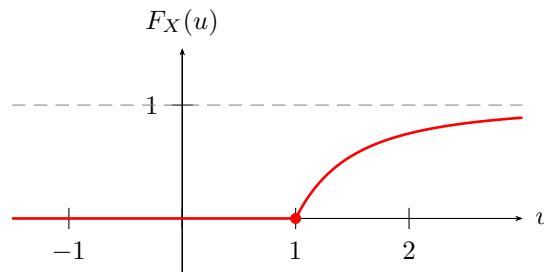
a pro  $u \geq 1$  tedy máme

$$F_X(u) = \int_1^u 2t^{-3} \, dt = \left[ -t^{-2} \right]_1^u = 1 - \frac{1}{u^2}$$

celkově pak

$$F_X(u) = \begin{cases} 0 & , u \leq 1 \\ 1 - \frac{1}{u^2} & , u \geq 1 \end{cases}$$

s grafem



(c) Protože  $X$  je nezáporná spojitá veličina, pro distribuční funkci  $F_Y$  pro  $u > 0$  máme

$$\begin{aligned} F_Y(u) &= P(Y \leq u) = P\left(\frac{1}{X+1} \leq u\right) = P\left(\frac{1}{u} \leq X+1\right) = P\left(\frac{1}{u} - 1 \leq X\right) = \\ &= 1 - P\left(X < \frac{1}{u} - 1\right) = 1 - F_X\left(\frac{1}{u} - 1\right). \end{aligned}$$

Pro  $\frac{1}{u} - 1 \geq 1$  a  $u > 0$  tak dostáváme

$$F_Y(u) = 1 - F_X\left(\frac{1-u}{u}\right) = 1 - \left(1 - \frac{1}{\left(\frac{1-u}{u}\right)^2}\right) = \frac{u^2}{(1-u)^2}.$$

Pro  $\frac{1}{u} - 1 \leq 1$  a  $u > 0$  pak máme

$$F_Y(u) = 1 - F_X\left(\frac{1}{u} - 1\right) = 1.$$

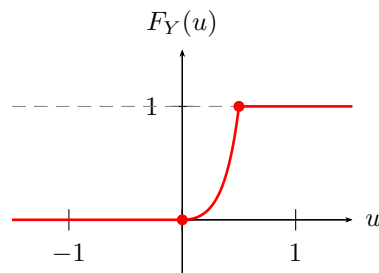
A nakonec,  $X$  je nezáporná veličina, takže  $Y = \frac{1}{X+1} > 0$  a tudíž pro  $u \leq 0$  je

$$F_Y(u) = P(Y \leq 0) = 0.$$

Celkově pak dostáváme

$$F_Y(u) = \begin{cases} 0 & , u \leq 0 \\ \frac{u^2}{(1-u)^2} & , u \in (0, \frac{1}{2}) \\ 1 & , u \geq \frac{1}{2}. \end{cases}$$

s grafem

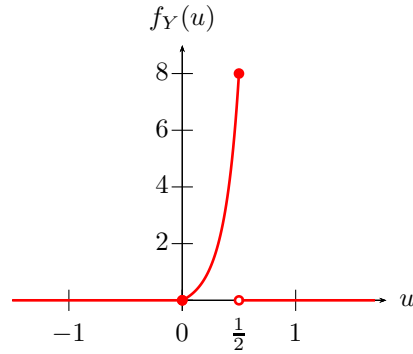


Distribuční funkce  $F_Y$  je opět (absolutně) spojitá.

Hustotu pravděpodobnosti  $f_Y$  veličiny  $Y$  dostaneme jako

$$f_Y(u) = F_Y'(u) = \begin{cases} \frac{2u}{(1-u)^3} & , u \in (0, \frac{1}{2}) \\ 0 & , \text{jinak} . \end{cases}$$

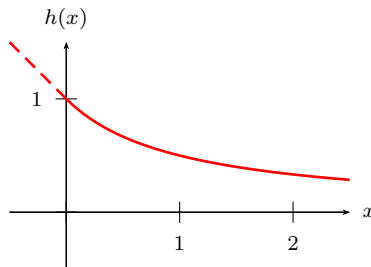
Její graf je:



Při výpočtu  $F_Y$  a  $f_Y$  jsme také mohli postupovat takto:

Veličinu  $Y$  vyjádříme jako  $Y = h(X)$  pro vhodnou diferencovatelnou monotónní funkci  $h : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ . Tvar funkce  $h(x)$  je jasný pro nezáporná  $x$  a pro záporná  $x$  si ji můžeme definovat v podstatě libovolně (ale tak, aby byla spojitá a diferencovatelná):

$$h(x) = \begin{cases} \frac{1}{x+1} & , x \geq 0 \\ \text{”vhodný tvar“} & , x < 0 . \end{cases}$$



Protože  $h$  je (ostře) klesající, máme pro  $t > 0$  rovnost

$$F_Y(t) = P(h(X) \leq t) = P(X \geq h^{-1}(t)) = 1 - P(X < h^{-1}(t)) = 1 - F_X(h^{-1}(t))$$

kde inverzní funkce  $h^{-1}$  má tvar

$$h^{-1}(t) = \begin{cases} \frac{1}{t} - 1 & , t \in (0, 1) \\ \text{”vhodný tvar“} & , t > 1 . \end{cases}$$

Teď už stačí jen dosadit atd.

Hustotu  $f_Y$  můžeme teď snadněji spočítat pomocí hustoty  $f_X$  (v bodech  $t > 0$ , pro ostatní  $t$  to je konstantní nula). Pro **ostře klesající diferencovatelnou**  $h$  tak máme:

$$\begin{aligned} f_Y(t) &= \frac{d}{dt} F_Y(t) = \frac{d}{dt} (1 - F_X(h^{-1}(t))) = -F_X'(h^{-1}(t)) \cdot \frac{1}{h'(h^{-1}(t))} = \\ &= -\frac{f_X(h^{-1}(t))}{h'(h^{-1}(t))} . \end{aligned}$$

Po dosazení:

$$f_Y(t) = \begin{cases} -\frac{f_X(\frac{1}{t}-1)}{h'(\frac{1}{t}-1)} = \frac{1}{t^2} \cdot f_X(\frac{1}{t}-1) & , t \in (0, 1) \\ 0 & , \text{jinak} . \end{cases}$$

Ověřte si sami, že výsledek je stejný!

### 5.3 (směs náhodných veličin)

V urně je 15 hracích kostek, z toho 10 správných, na nichž padají všechna čísla se stejnou pravděpodobností, a 5 vadných, na nichž padá šestka s pravděpodobností  $\frac{1}{2}$ , ostatní čísla s pravděpodobností  $\frac{1}{10}$ . Náhodně vybereme jednu kostku a hodíme. Jaká je pravděpodobnost možných výsledků?

#### Řešení:

Použijeme jev

$A =$  "vytažená kostka je správná",

a veličinu

$X =$  "hodnota, která padla na vytažené kostce".

Pak pro  $i \in \{1, \dots, 6\}$  dostáváme z věty o úplné pravděpodobnosti

$$P(X = i) = P(X = i|A) \cdot P(A) + P(X = i|\bar{A}) \cdot P(\bar{A}).$$

Z předpokladu pak máme

$$P(A) = \frac{10}{15} = \frac{2}{3}, \quad P(X = i|A) = \frac{1}{6} \quad \text{pro všechna } i$$

a

$$P(X = i|\bar{A}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & , i = 6 \\ \frac{1}{10} & , i \neq 6 . \end{cases}$$

Celkem tedy dostáváme pro  $i = 6$ :

$$P(X = i) = \begin{cases} \frac{1}{6} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = \frac{5}{18} & , i = 6 \\ \frac{1}{6} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{10} \cdot \frac{1}{3} = \frac{13}{90} & , i \neq 6 . \end{cases}$$

Veličina  $X$  je vlastně směs dvou veličin

$$X_1 : A \rightarrow \mathbb{R} \quad \text{a} \quad X_2 : \bar{A} \rightarrow \mathbb{R}$$

které znamenají

$X_1 =$  "hodnota, která padla na **správné** vytažené kostce"

$X_2 =$  "hodnota, která padla na **vadné** vytažené kostce"

Tedy  $X = \text{Mix}_c(X_1, X_2)$ , kde koeficient  $c$  odpovídá poměru *správných* kostek ku všem kostkám, tj.  $c = \frac{10}{15} = P(A)$ . Z definice směsi pak máme

$$P(X = i) = c \cdot P_1(X_1 = i) + (1 - c) \cdot P_2(X_2 = i)$$

kde

$$P_1(\cdot) = P(\cdot | A) \quad \text{a} \quad P_2(\cdot) = P(\cdot | \bar{A})$$

jsou pravděpodobnosti na prostorech  $\Omega_1 = A$  a  $\Omega_2 = \bar{A}$  (přitom je  $\Omega = \Omega_1 \cup \Omega_2$ ).

Opět tedy máme větu o úplné pravděpodobnosti.

### 5.4 (určení rozdělení dané veličiny)

Diskrétní náhodná veličina  $X$  má rovnoměrné rozdělení na množině  $\{0, 1\}$  a spojitá náhodná veličina  $Y$  má rovnoměrné rozdělení na intervalu  $[0, 1]$ . Veličiny  $X$  a  $Y$  jsou nezávislé. Určete rozdělení veličiny  $W = X + Y$  a veličiny  $Z = XY$ .

**Řešení:**

Protože  $X$  nabývá pouze konečně mnoha hodnot, bude výhodné použít větu o úplné pravděpodobnosti:

$$F_W(t) = P(X + Y \leq t) = P(X + Y \leq t | X = 0) \cdot P(X = 0) + P(X + Y \leq t | X = 1) \cdot P(X = 1)$$

Díky nezávislosti veličin  $X$  a  $Y$  máme

$$P(X + Y \leq t | X = 1) = P(1 + Y \leq t | X = 1) = P(Y \leq t - 1) = F_Y(t - 1)$$

a podobně

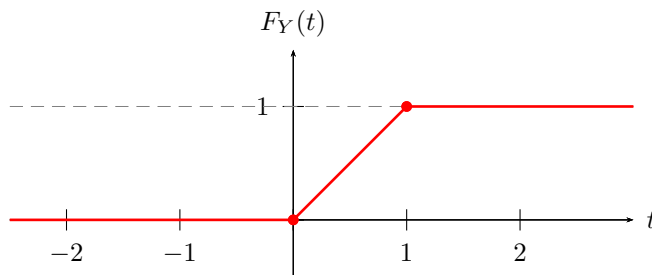
$$P(X + Y \leq t | X = 0) = P(Y \leq t) = F_Y(t).$$

Protože ještě víme, že  $P(X = 0) = \frac{1}{2} = P(X = 1)$ , tak můžeme psát

$$F_W(t) = \frac{1}{2} (F_Y(t) + F_Y(t - 1)).$$

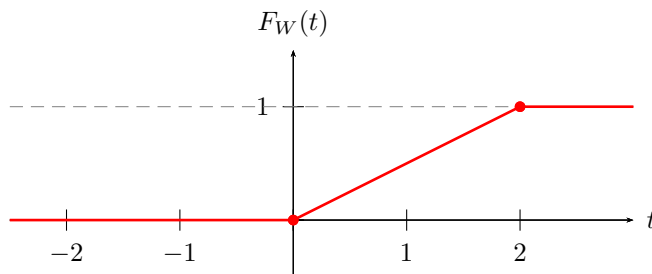
Nyní jen vyjádříme distribuční funkci veličiny  $Y$

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ t & , t \in \langle 0, 1 \rangle \\ 1 & , t > 1. \end{cases}$$



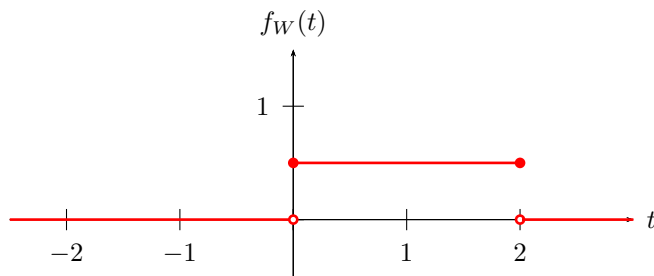
a dosadíme spolu s jejím posunutím do vzorce pro  $F_W$ , čímž získáme:

$$F_W(t) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ \frac{t}{2} & , t \in \langle 0, 2 \rangle \\ 1 & , t > 2. \end{cases}$$



Velichina  $W$  je tedy spojitá s rovnoměrným rozdělením na intervalu  $\langle 0, 2 \rangle$  a hustotou:

$$f_W(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & , t \in \langle 0, 2 \rangle \\ 0 & , \text{jinak} . \end{cases}$$

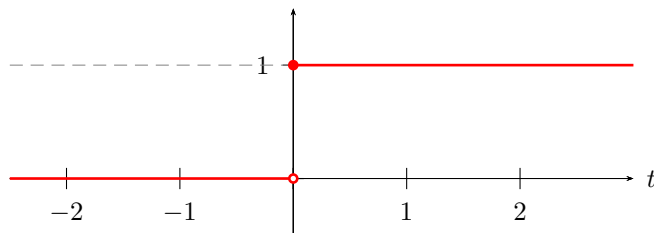


Pro veličinu  $Z = XY$  budeme postupovat obdobně

$$\begin{aligned} F_Z(t) &= P(XY \leq t) = P(XY \leq t | X = 0) \cdot P(X = 0) + P(XY \leq t | X = 1) \cdot P(X = 1) = \\ &= \frac{1}{2} \left( P(Z = 0 \leq t | X = 0) + P(Y \leq t | X = 1) \right) \end{aligned}$$

Na množině  $A = X^{-1}(\{0\})$  je veličina  $Z$  konstantně nulová, takže výraz  $P(Z = 0 \leq t | X = 0)$  je buď roven 1, když  $0 \leq t$  anebo roven 0, když  $t < 0$ . Na množině  $A$  jde tedy o Diracovo rozdělení s distribuční funkcí formálně psanou jako  $P(0 \leq t)$ .

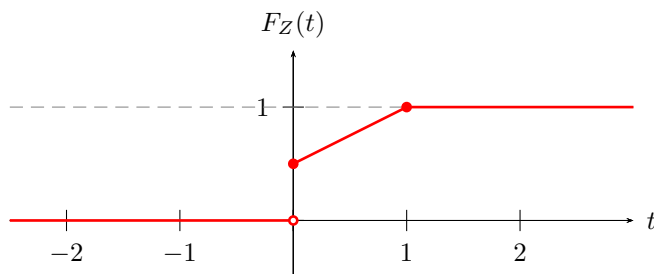
Diracovo rozdělení:



Nyní tedy máme

$$F_Z(t) = \frac{1}{2} \left( P(0 \leq t) + F_Y(t) \right) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ \frac{x+1}{2} & , t \in \langle 0, 1 \rangle \\ 1 & , t > 1 . \end{cases}$$

takže veličina  $Z$  má smíšené rozdělení a graf  $F_Z$  je:





Na začátku jsme také mohli veličiny vyjádřit jako směsi, kde by jedna ze složek odpovídala případu  $X = 0$  a druhá případu  $X = 1$  (tj. šlo by o zúžení veličin  $W$  a  $Z$  za daných podmínek). Pro  $A = X^{-1}(\{0\})$  a  $c = P(A) = P(X = 0) = \frac{1}{2}$  tak máme

$$\begin{aligned} W|_A &= Y|_A, & W|_{\bar{A}} &= Y + 1|_{\bar{A}} \\ Z|_A &= 0|_A, & Z|_{\bar{A}} &= Y|_{\bar{A}} \end{aligned}$$

a pro vyjádření směsi tak dostáváme

$$\begin{aligned} W &= \text{Mix}_c(W|_A, W|_{\bar{A}}) = \text{Mix}_{\frac{1}{2}}(Y|_A, Y + 1|_{\bar{A}}) \\ Z &= \text{Mix}_c(Z|_A, Z|_{\bar{A}}) = \text{Mix}_{\frac{1}{2}}(0|_A, Y|_{\bar{A}}) \end{aligned}$$

Zbytek postupu by pak už ale byl stejný.

### 5.5 (rozklad náhodné veličiny)

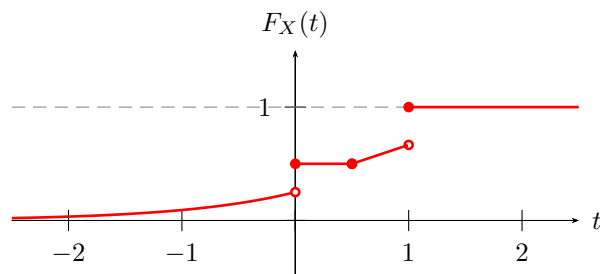
Náhodná veličina  $X$  má distribuční funkci

$$F_X(t) = \begin{cases} \frac{e^t}{4} & , t < 0 \\ \frac{1}{2} & , t \in \langle 0, \frac{1}{2} \rangle \\ \frac{t+1}{3} & , t \in \langle \frac{1}{2}, 1 \rangle \\ 1 & , 1 \leq t. \end{cases}$$

- Rozložte  $X$  na směs diskrétní náhodné veličiny  $D$  a spojité náhodné veličiny  $S$ .
- Pro diskrétní část  $D$  najděte distribuční funkci  $F_D$  a pravděpodobnostní funkci  $p_D$ .
- Pro spojitou část  $S$  najděte distribuční funkci  $F_S$  a hustotu pravděpodobnosti  $f_S$ .

#### Řešení:

(a) Abychom o distribuční funkci  $F_X$  měli lepší představu, znázorníme si její graf:



Připomeňme si, jak se hledá diskrétní a spojité část veličiny  $X$ . Diskrétní část  $D$  je zodpovědná za skoky v distribuční funkci. Nejdříve si tedy určíme množinu

$$O_X := \{a \in \mathbb{R} \mid P(X = a) \neq 0\} = \text{''množina všech bodů nespojitosti funkce } F_X\text{''} = \{0, 1\}.$$

Diskrétní část  $D$  je zúžení  $X$  na množinu

$$\Omega_1 := X^{-1}(O_X) \subseteq \Omega,$$

tedy

$$D := X|_{\Omega_1},$$

a spojitá část je pak zúžení  $X$  na zbytek prostoru, tj.

$$S := X|_{\overline{\Omega}_1}.$$

Pak máme

$$X = \text{Mix}_c(D, S),$$

kde

$$c = P(X \in O_X) = \sum_{a \in O_X} P(X = a) = \text{"součet všech skoků funkce } F_X\text{"}$$

To dostaneme pomocí vztahu

$$P(X = a) = F_X(a) - F_X(a-),$$

a jednotlivé skoky jsou tedy

$$P(X = 0) = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} = \frac{1}{4} \quad \text{a} \quad P(X = 1) = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3}.$$

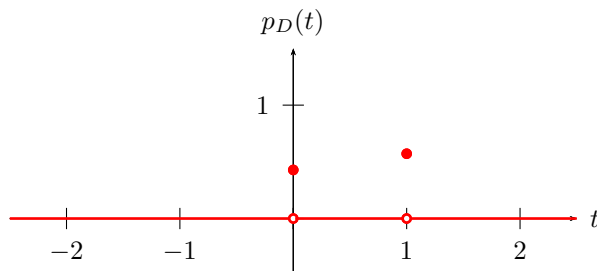
Takže

$$c = \frac{1}{4} + \frac{1}{3} = \frac{7}{12}.$$

(b) Pro pravděpodobnostní funkci  $p_D$  diskrétní veličiny  $D$  platí

$$p_D(t) = \frac{1}{c} \cdot P(X = t) = \frac{12}{7} \cdot P(X = t) = \begin{cases} \frac{3}{7} & , t = 0 \\ \frac{4}{7} & , t = 1 \\ 0 & , \text{jinak} \end{cases}$$

s grafem:



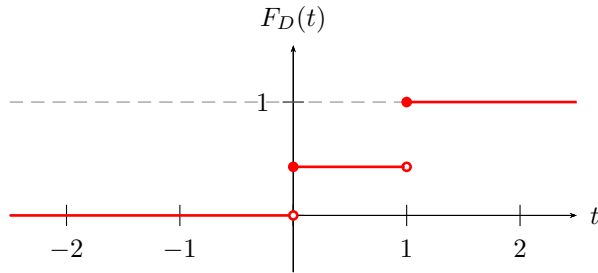
Proč to platí:

$$p_D(t) = P(D = t | \Omega_1) = \frac{P((D = t) \cap \Omega_1)}{P(\Omega_1)} = \frac{P(X = t)}{c}$$

Pro distribuční funkci  $F_D$  pak nasčítáním dostaneme

$$F_D(t) = \sum_{x \leq t} p_D(x) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ \frac{3}{7} & , 0 \leq t < 1 \\ 1 & , 1 \leq t \end{cases}$$

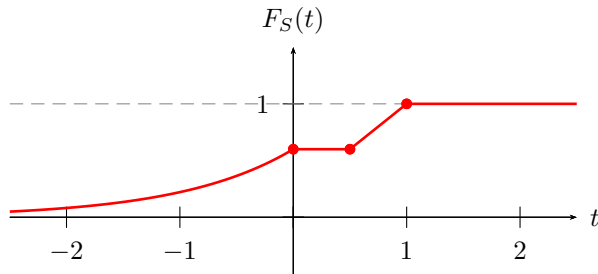
s grafem:



(c) Pro distribuční funkci spojité veličiny  $S$  pak ze vztahu  $F_X = cF_D + (1 - c)F_S$  dostáváme

$$F_S(t) = \frac{F_X(t) - cF_D(t)}{1 - c} = \frac{12}{5} \left( F_X(t) - \frac{7}{12} F_D(t) \right) = \begin{cases} \frac{12}{5} \cdot \frac{e^t}{4} = \frac{3}{5} e^t & , t < 0 \\ \frac{12}{5} \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{4} \right) = \frac{3}{5} & , t \in \langle 0, \frac{1}{2} \rangle \\ \frac{12}{5} \left( \frac{t+1}{3} - \frac{1}{4} \right) = \frac{4t+1}{5} & , t \in \langle \frac{1}{2}, 1 \rangle \\ \frac{12}{5} \left( 1 - \frac{1}{4} - \frac{1}{3} \right) = 1 & , 1 \leq t \end{cases}$$

Graf funkce  $F_S$  dostaneme jednoduše tak, ze části grafu  $F_X$ , které na sebe nenavazují, posuneme dolů tak, aby výsledek byl spojitý. Celý graf pak ve směru  $y$  natáhneme tak, aby v nekonečnu měl limitu rovnou 1:



Hustotu  $f_S$  spojité veličiny  $S$  pak získáme derivací  $F_S$  pro body, kde derivace existuje. V ostatních (konečně mnoha bodech - v tomto případě) na hodnotách nezáleží. Takže můžeme psát toto:

$$f_S(t) = F_S'(t) = \left( \frac{F_X - cF_D}{1 - c} \right)'(t) = \frac{1}{1 - c} \cdot F_X'(t)$$

$$f_S(t) = \frac{1}{1 - c} \cdot F_X'(t) = \frac{12}{5} \cdot F_X'(t) = \begin{cases} \frac{3}{5} e^t & , t \leq 0 \\ \frac{4}{5} & , t \in \langle \frac{1}{2}, 1 \rangle \\ 0 & , \text{jinak.} \end{cases}$$

Graf  $f_S$  pak bude:

