

## 4. cvičení z PSI

24. - 28. října 2016

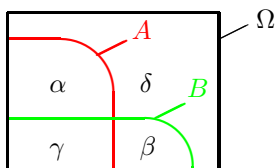
### 4.1 (podmíněná nezávislost)

(a) Necht'  $A, B$  jsou takové jevy, že

$$P(A \setminus B) = \alpha, \quad P(B \setminus A) = \beta, \quad P(A \cap B) = \gamma \quad \text{a} \quad P(\bar{A} \cap \bar{B}) = \delta$$

(viz obrázek). Tedy platí  $\alpha, \beta, \gamma, \delta > 0$  a  $\alpha + \beta + \gamma + \delta = 1$ .

Ukažte, že pak  $A$  a  $B$  jsou nezávislé jevy právě když  $\det \begin{pmatrix} \alpha & \delta \\ \gamma & \beta \end{pmatrix} = 0$ .



(Podobné tvrzení platí pro Laplaceův model:

$A$  a  $B$  jsou nezávislé jevy právě když  $\det \begin{pmatrix} |A \setminus B| & |\bar{A} \cap \bar{B}| \\ |A \cap B| & |B \setminus A| \end{pmatrix} = 0$ .

případně pro geometrickou pravděpodobnost:

$A$  a  $B$  jsou nezávislé jevy právě když  $\det \begin{pmatrix} \text{vol}(A \setminus B) & \text{vol}(\bar{A} \cap \bar{B}) \\ \text{vol}(A \cap B) & \text{vol}(B \setminus A) \end{pmatrix} = 0$ .

(b) Necht'  $\Omega = \{1, \dots, 6\}$  je pravděpodobnostní prostor s Laplaceovou pravděpodobností.

- (i) Položme  $A = \{1, 2, 6\}$ ,  $B = \{1, 3, 5\}$  a  $C = \{1, 2, 3, 4\}$ . Ukažte, že jevy  $A$  a  $B$  jsou *závislé* a přitom *podmíněně nezávislé* za podmínky  $C$ .
- (ii) Položme  $A' = \{1, 4\}$ ,  $B' = \{1, 2, 3\}$  a  $C' = A \cup B$ . Ukažte, že jevy  $A'$  a  $B'$  jsou *nezávislé* a přitom *podmíněně závislé* za podmínky  $C'$ .

#### Řešení:

(a) Máme  $P(A) = \alpha + \gamma$  a  $P(B) = \beta + \gamma$ . Pak zřejmě platí, že  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$  právě když

$$\gamma = (\alpha + \gamma) \cdot (\beta + \gamma)$$

neboli

$$0 = \alpha\beta + (\alpha + \beta + \gamma - 1)\gamma = \alpha\beta - \delta\gamma = \det \begin{pmatrix} \alpha & \delta \\ \gamma & \beta \end{pmatrix} .$$

(b, i) Máme  $A \cap B = \{1\}$  a  $|\Omega| = 6$  takže

$$P(A \cap B) = \frac{1}{6} \neq \frac{3}{6} \cdot \frac{3}{6} = P(A) \cdot P(B)$$

a jevy  $A$  a  $B$  tudíž jsou *závislé*.

Pro podmíněnou pravděpodobnost v Laplaceově modelu platí, že

$$P(X|C) = \frac{P(X \cap C)}{P(C)} = \frac{|X \cap C|}{|C|} .$$

Protože máme

$$A \cap B \cap C = \{1\}, \quad A \cap C = \{1, 2\} \quad \text{a} \quad B \cap C = \{1, 3\}$$

dostaneme

$$P(A \cap B|C) = \frac{1}{4} = \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} = P(A|C) \cdot P(B|C) .$$

Jevy  $A$  a  $B$  jsou tedy *podmíněně nezávislé* za podmínky  $C$ .

(b, ii) Opět máme  $A' \cap B' = \{1\}$  takže

$$P(A' \cap B') = \frac{1}{6} = \frac{2}{6} \cdot \frac{3}{6} = P(A') \cdot P(B')$$

a jevy  $A'$  a  $B'$  tudíž jsou *nezávislé*.

A dále máme  $|C| = 4$

$$A \cap B \cap C = A \cap B = \{1\}, \quad A \cap C = A \quad \text{a} \quad B \cap C = B$$

dostaneme

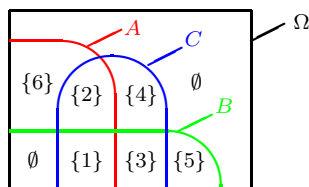
$$P(A \cap B|C) = \frac{1}{4} = \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} = P(A|C) \cdot P(B|C) .$$

Jevy  $A$  a  $B$  jsou tedy *podmíněně závislé* za podmínky  $C$ .

Pro řešení (b) můžeme také využít vztah z (a) takto:

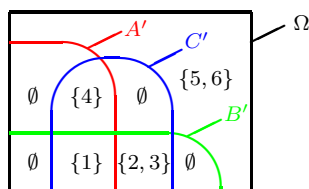
(i):  $A$  a  $B$  jsou *závislé*:  $\det \begin{pmatrix} |A \setminus B| & |\overline{A} \cap \overline{B}| \\ |A \cap B| & |B \setminus A| \end{pmatrix} = \det \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \neq 0 .$

$A$  a  $B$  jsou *nezávislé při podmínce*  $C$ :  $\det \begin{pmatrix} |(A \setminus B) \cap C| & |\overline{A} \cap \overline{B} \cap C| \\ |A \cap B \cap C| & |(B \setminus A) \cap C| \end{pmatrix} = \det \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} = 0 .$



(ii):  $A'$  a  $B'$  jsou *nezávislé*:  $\det \begin{pmatrix} |A' \setminus B'| & |\overline{A'} \cap \overline{B'}| \\ |A' \cap B'| & |B' \setminus A'| \end{pmatrix} = \det \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} = 0 .$

$A'$  a  $B'$  jsou *závislé při podmínce*  $C'$ :  $\det \begin{pmatrix} |(A' \setminus B') \cap C'| & |\overline{A'} \cap \overline{B'} \cap C'| \\ |A' \cap B' \cap C'| & |(B' \setminus A') \cap C'| \end{pmatrix} = \det \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \neq 0 .$



#### 4.2 (Bayesovská pravděpodobnost)

Po skončení aktivní služby odchází do důchodu 60 námořních kapitánů. Z této skupiny jich 5 zažilo

ztroskotání. Podle statistiky při ztroskotání zahyne třetina kapitánů. Odhadněte pravděpodobnost, že kapitán během své aktivní služby zažije ztroskotání. (Možnost opakovaného ztroskotání a úmrtí z jiné příčiny během aktivní služby zanedbáváme.)

### Řešení:

Uvažujeme jevy:

$A$  = "kapitán se dožije důchodu",

$B$  = "kapitán zažije ztroskotání".

Ze zadání máme vztahy

$$P(B|A) = \frac{5}{60} = \frac{1}{12}, \quad P(\bar{A}|B) = \frac{1}{3} \quad \text{a} \quad \bar{A} \subseteq B$$

kde poslední vztah odpovídá tomu, že během aktivní služby nemůže nastat úmrtí z jiné příčiny než kvůli ztroskotání. Z posledního vztahu plyne také  $\bar{B} \subseteq A$  a tudíž dostáváme tyto podmíněné pravděpodobnosti

$$P(B|\bar{A}) = \frac{P(B \cap \bar{A})}{P(\bar{A})} = 1 \quad \text{a} \quad P(A|\bar{B}) = \frac{P(A \cap \bar{B})}{P(\bar{B})} = 1.$$

Nás zajímá  $P(B)$ . Z Bayesovy věty máme:

$$P(B) = \frac{P(B|A)}{P(A|B)} \cdot P(A) = \frac{\frac{1}{12}}{1 - \frac{1}{3}} \cdot P(A) = \frac{1}{8} \cdot P(A).$$

Pomocí věty o úplné pravděpodobnosti můžeme teď zase  $P(A)$  vyjádřit pomocí  $P(B)$ :

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A|B) \cdot P(B) + P(A|\bar{B}) \cdot P(\bar{B}) = \left(1 - \frac{1}{3}\right) \cdot P(B) + 1 \cdot (1 - P(B)) = \\ &= 1 - \frac{1}{3}P(B). \end{aligned}$$

Celkem tedy

$$P(B) = \frac{1}{8} \left(1 - \frac{1}{3}P(B)\right) \quad \text{a} \quad P(B) = \frac{3}{25} = 0.12.$$

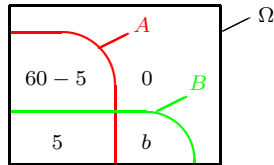
Použitý vzorec je obecně:

$$P(B) = \frac{P(B|A)}{P(A|B)} \cdot P(A) = \frac{P(B|A)}{P(A|B)} \cdot [P(A|B) \cdot P(B) + P(A|\bar{B}) \cdot (1 - P(B))]$$

neboli

$$\begin{aligned} P(B) &= \frac{P(B|A) \cdot P(A|\bar{B})}{P(B|A) \cdot P(A|\bar{B}) + (1 - P(B|A)) \cdot P(A|B)} = \\ &= \frac{P(B|A) \cdot P(A|\bar{B})}{P(B|A) \cdot P(A|\bar{B}) + P(\bar{B}|A) \cdot P(A|B)} = \\ &= \frac{\frac{1}{12} \cdot 1}{\frac{1}{12} \cdot 1 + \frac{11}{12} \cdot \frac{2}{3}} = \frac{3}{25}. \end{aligned}$$

Můžeme také použít intuitivnější přístup:



kde čísla znamenají velikost dané množiny ve smyslu geometrické pravděpodobnosti (např.  $\text{vol}(A \cap B) = 5$  apod.). Přitom víme ještě, že

$$\frac{1}{3} = P(\bar{A}|B) = \frac{b}{5+b}$$

takže

$$\text{vol}(B \setminus A) = b = 2.5 .$$

Proto máme

$$P(B) = \frac{5+b}{60+b} = \frac{5+2.5}{60+2.5} = \frac{3}{25} .$$

### 4.3 (Bayesovská pravděpodobnost)

Dveřní rám v obchodě se rozezvučí, pokud se někdo pokusí projít se zbožím, které nemá deaktivovaný čip. Systém spustí alarm v 95% případů, kdy prochází někdo s kradeným zbožím. V 5% se deaktivace čipu z nějakého důvodu nepovede a poplach bude spuštěn i při projití s legálně zakoupeným zbožím. Statisticky jsou 3% návštěvníků zloději a ostatní chtějí zboží normálně zakoupit. Jaká je pravděpodobnost, že alarm správně upozorní na kradené zboží?

#### Řešení:

Určíme si jevy:

$A$  = "rozezní se alarm",

$K$  = "zboží je kradené",

I když zadání může na první pohled svádět k jiné interpretaci, pravděpodobnosti budou tyto:

$$P(A|K) = 0.95$$

$$P(A|\bar{K}) = 0.05$$

$$P(K) = 0.03$$

Přestože součet prvních dvou podmíněných pravděpodobností dává 1, jde obecně o dvě nezávislé hodnoty a ne doplňkové pravděpodobnosti!

Nás teď zajímá, jaká bude pravděpodobnost  $P(K|A)$ . Z Bayesovy věty máme

$$\begin{aligned} P(K|A) &= \frac{P(A|K)P(K)}{P(A)} = \frac{P(A|K)P(K)}{P(A|K)P(K) + P(A|\bar{K})P(\bar{K})} = \\ &= \frac{1}{1 + \frac{P(A|\bar{K})(1-P(K))}{P(A|K)P(K)}} = \frac{1}{1 + \frac{0.05 \cdot (1-0.03)}{0.95 \cdot 0.03}} = \frac{57}{154} \doteq 0.37. \end{aligned}$$

To se zdá být poměrně málo ve srovnání se zadanými hodnotami. Ve skutečnosti je to ale dáno velmi nízkým počtem zlodějů a rám tak vlastně spíše detekuje to, že se nepovede deaktivace čipu při obvyklém nákupu (viz doplňková pravděpodobnost  $P(\bar{K}|A) \doteq 1 - 0.37 = 0.63$ ). Je také vidět, že čím nižší bude počet zlodějů, tím nespolehlivější bude v tomto směru rám - a naopak rám bude vysoce spolehlivý, pokud bude krást skoro každý...

Také bychom si mohli uvědomit, co vlastně říkají podmíněné pravděpodobnosti v zadání a jak se asi prakticky zjistí jejich hodnota:

$P(A|K)$ : V obchodě si zaznamenávají počet úspěšně odhalených krádeží s pomocí rámu. Aby ale věděli, kolik zboží jim celkově chybí, musí udělat inventuru. Pak teprve mohou zjistit, jak účinný je v tomto směru rám.

$P(A|\bar{K})$ : Zde zase zaznamenávají, kolikrát rám zazvonil "zbytečně", tj. kolik nastalo chyb při deaktivaci čipu u pokladny, a porovnají to s tím, kolik zboží prodali.

#### 4.4 (Bayesovská pravděpodobnost)

Máme 4 krabice stejného vzhledu. V první jsou 3 bílé a 2 černé koule, ve druhé jsou 2 bílé a 2 černé koule, ve třetí je 1 bílá a 4 černé koule, ve čtvrté 5 bílých a 1 černá koule. Pokud nám někdo řekl, že náhodně vybral jednu z krabic a vytáhl 1 kouli, která byla bílá, s jakou pravděpodobností můžeme usuzovat, že v téže krabici se nachází alespoň 3 černé koule?

##### Řešení:

Označme jevy:

$A_i$  = "byla vybrána  $i$ -tá krabice",

$B$  = "koule vytažená z vybrané krabice je bílá".

pro  $i = 1, 2, 3, 4$ . Víme, že  $A_1, A_2, A_3$  a  $A_4$  je úplný disjunktivní systém jevů, o kterých předpokládáme, že jsou stejně pravděpodobné. Tedy

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = P(A_4) = \frac{1}{4}$$

$$P(B|A_1) = \frac{3}{5} \quad P(B|A_2) = \frac{2}{4} \quad P(B|A_3) = \frac{1}{5} \quad P(B|A_4) = \frac{5}{6}.$$

Protože jediná krabice obsahující alespoň 3 černé koule je třetí krabice, zajímá nás  $P(A_3|B)$ . Z Bayesovy věty máme:

$$P(A_3|B) = \frac{P(B|A_3) \cdot P(A_3)}{P(B)}$$

$$P(B) = \sum_{i=1}^4 P(B|A_i) \cdot P(A_i) = \frac{1}{4} \cdot \left( \frac{3}{5} + \frac{2}{4} + \frac{1}{5} + \frac{5}{6} \right) = \frac{8}{15} \doteq 0.5333$$

a tedy

$$P(A_3|B) = \frac{1/5 \cdot 1/4}{8/15} = \frac{3}{32} = 0.09375.$$

Ještě je dobré uvědomit si, jak vypadá Kolmogorův model, speciálně jaké jsou pravděpodobnosti elementárních jevů:

- elementární jev  $\omega$  bude dvojice "(výběr krabice, vytažení koule z této krabice)" a  $\Omega$  bude tedy množina všech takových  $\omega$ ,
- $A_i = \{\omega \in \Omega \mid \omega = (\text{výběr } i\text{-té krabice, vytažení koule z této krabice})\}$ ,
- pro počet krabic  $k = 4$  a počet koulí  $k_i$  v  $i$ -té krabici pak pro  $\omega \in A_i$  máme  $P(\{\omega\}) = \frac{1}{k \cdot k_i}$ ,
- pravděpodobnost jevu  $A_i$ , tedy výběr  $i$ -té krabice, pak je  $P(A_i) = \sum_{\omega \in A_i} \frac{1}{k \cdot k_i} = \frac{k_i}{k \cdot k_i} = \frac{1}{k}$ .

Můžeme si tedy všimnout, že pravděpodobnost vytažení koule z dané vybrané krabice nejsou všechny stejné, zatímco pravděpodobnosti výběru dané krabice ano.

Jak by situace vypadala, kdybychom v zadání předpokládali, že koule nevybíráme z krabic, ale sesypeme je do jedné nádoby, přičemž si na každou z nich napíšeme z jaké krabice pochází? Pravděpodobností se pak změní:

- elementární jev  $\omega'$  bude dvojice "(číslo krabice, koule pocházející z krabice s tímto číslem)" a  $\Omega'$  bude tedy množina všech takových  $\omega'$ ,
- jev  $A'_i = \{\omega' \in \Omega' \mid \omega' = (i, \text{koule pocházející z } i\text{-té krabice})\}$  představuje všechny koule, které pocházejí z  $i$ -té krabice,
- protože nyní taháme koule z nádoby, budeme považovat pravděpodobnost jejich vytažení za stejnou pro všechny koule, tj.  $P(\{\omega\}) = \frac{1}{K}$ , kde  $K = \sum_j k_j$ ,
- pravděpodobnost jevu  $A'_i$ , tedy podíl počtu koulí z  $i$ -té krabice, pak bude  $P(A'_i) = \sum_{\omega \in A'_i} \frac{1}{K} = \frac{k_i}{K}$ .

Sesypáním koulí jsme tak způsobili to, že šance na vytažení kterékoliv koule se teď vyrovnaly a naopak pravděpodobnosti "příslušející krabicím" jsou různé. Pokud bychom tedy řešili takto pozměněné zadání, tak pro jev

$B'$  = "koule vytažená z nádoby je bílá"

a úplný disjunktí systém jevů  $A'_1, A'_2, A'_3$  a  $A'_4$  dostáváme (s celkovým počtem koulí  $5 + 4 + 5 + 6 = 20$ ), že

$$P(A'_1) = \frac{5}{20} \quad P(A'_2) = \frac{4}{20} \quad P(A'_3) = \frac{5}{20} \quad P(A'_4) = \frac{6}{20}$$

$$P(B'|A'_1) = \frac{3}{5} \quad P(B'|A'_2) = \frac{2}{4} \quad P(B'|A'_3) = \frac{1}{5} \quad P(B'|A'_4) = \frac{5}{6}.$$

Opět jediná krabice obsahující alespoň 3 černé koule je třetí krabice, takže nás bude zajímat  $P(A'_3|B')$ . Z Bayesovy věty máme:

$$P(A'_3|B') = \frac{P(B'|A'_3) \cdot P(A'_3)}{P(B')}$$

$$P(B') = \sum_{i=1}^4 P(B'|A'_i) \cdot P(A'_i) = \frac{3}{5} \cdot \frac{5}{20} + \frac{2}{4} \cdot \frac{4}{20} + \frac{1}{5} \cdot \frac{5}{20} + \frac{5}{6} \cdot \frac{6}{20} = \frac{11}{20} = 0.55$$

(což se snadněji dalo spočítat prostě podílem bílých koulí v nádobě jako  $P(B') = \frac{3+2+1+5}{20} = \frac{11}{20}$ ) a tedy

$$P(A'_3|B') = \frac{1/5 \cdot 5/20}{11/20} = \frac{1}{11} \doteq 0.0909$$

(což se opět snadněji dalo spočítat prostě podílem bílých koulí pocházejících ze 3. krabice v rámci všech bílých koulí, tj.  $P(A'_3|B') = \frac{1}{3+2+1+5} = \frac{1}{11}$ ).

#### 4.5 (Bayesovská pravděpodobnost)

V dílně pracuje 10 dělníků rozdělených do tří skupin, přičemž každý z dělníků vyrobí stejný počet výrobků. První skupina se skládá z 5 dělníků, druhá skupina ze 3 a třetí skupina ze 2 dělníků. Z výrobků první skupiny je jich 96% standardních, ze druhé skupiny je to 90% a z výrobků třetí skupiny je jich jen 85% standardních. Všechny výrobky jdou do skladu, ze kterého jsme náhodně vybrali jeden výrobek, a zjistili, že je standardní. Jaká je pravděpodobnost, že ho vyrobil někdo z první skupiny?

#### Řešení:

Označme si jevy:

$A_i$  = "vybraný výrobek je vyrobený  $i$ -tou skupinou",  
 $S$  = "vybraný výrobek je standardní".

Víme, že  $A_1, A_2$  a  $A_3$  je úplný disjunktí systém jevů a vzhledem k tomu, že každý dělník přispěje do skladu stejným počtem výrobků, je pravděpodobnost  $P(A_i)$  úměrná počtu dělníků v  $i$ -té skupině. Tedy

$$P(A_1) = 0.5 \quad P(A_2) = 0.3 \quad P(A_3) = 0.2$$

$$P(S|A_1) = 0.96 \quad P(S|A_2) = 0.9 \quad P(S|A_3) = 0.85$$

a zajímá nás  $P(A_1|S)$ . Z Bayesovy věty máme:

$$P(A_1|S) = \frac{P(S|A_1) \cdot P(A_1)}{P(S)}$$

$$P(S) = \sum_{i=1}^3 P(S|A_i) \cdot P(A_i) = 0.96 \cdot 0.5 + 0.9 \cdot 0.3 + 0.85 \cdot 0.2 = 0.92$$

a tedy

$$P(A_1|S) = \frac{0.96 \cdot 0.5}{0.92} = \frac{12}{23} \doteq 0.5217 .$$

I tady se podíváme, jak vypadá Kolmogorův model:

- $\Omega$  = "sklad výrobků", počet výrobků ve skladu je  $N := |\Omega|$
- elementární jev  $\omega \in \Omega$  je tedy vytažení daného výrobku ze skladu
- pravděpodobnost vytažení daného výrobku ze skladu bude dána Laplaceovou pravděpodobností, tj.  $P(\{\omega\}) = \frac{1}{N}$
- $A_i = \{\omega \in \Omega \mid \text{vytažení } \omega \text{ takového výrobku, který byl vyroben } i\text{-tou skupinou}\}$
- pokud každý dělník vyrobí právě  $K$  výrobků a počet dělníků v  $i$ -té skupině je  $m_i$  a celkový počet dělníků je  $m = 10$ , pak je  $N = K \cdot m$  a  $|A_i| = K \cdot m_i$  a tedy  $P(A_i) = \sum_{\omega \in A_i} \frac{1}{K \cdot m} = \frac{K \cdot m_i}{K \cdot m} = \frac{m_i}{m}$

Každý výrobek ze skladu má stejnou šanci, že ho vybereme.

Zase se můžeme zeptat, jak by situace vypadala, kdybychom v zadání předpokládali, že každá skupina má svůj sklad a ten kdo vybírá výrobky si nejdříve vybere náhodně sklad a v něm pak výrobek. Otázka pak bude, jaká je pravděpodobnost, že výrobek, který dostaneme a který je standardní, byl vybrán z prvního skladu. Pravděpodobnosti pak budou jiné:

- elementární jev  $\omega'$  bude dvojice "číslo skladu, výrobek pocházející z tohoto skladu" a  $\Omega'$  bude tedy množina všech takových  $\omega'$ ,
- jev  $A'_i = \{\omega' \in \Omega' \mid \omega' = (i, \text{výrobek pocházející z } i\text{-tého skladu})\}$  představuje všechny výrobky, které pocházejí z  $i$ -tého skladu,
- pro počet skladů  $k = 3$  a počet výrobků  $k_i$  v  $i$ -tém skladu pak pro  $\omega \in A'_i$  máme  $P(\{\omega\}) = \frac{1}{k \cdot k_i}$ ,
- pravděpodobnost jevu  $A'_i$ , tedy výběr  $i$ -tého skladu, pak je  $P(A'_i) = \sum_{\omega \in A'_i} \frac{1}{k \cdot k_i} = \frac{k_i}{k \cdot k_i} = \frac{1}{k}$ .

Rozdělením výrobků do skladu jsme dostali to, že šance na výběr výrobků z různých skladů jsou různé (a výběry skladů považujeme za rovnocenné). Pokud bychom tedy řešili takto pozměněné zadání, tak pro jev

$S' =$  "vybraný výrobek je standardní"

a úplný disjunktí systém jevů  $A'_1, A'_2$  a  $A'_3$  dostáváme, že

$$P(A'_1) = P(A'_2) = P(A'_3) = \frac{1}{3}$$

$$P(S'|A'_1) = 0.96 \quad P(S'|A'_2) = 0.9 \quad P(S'|A'_3) = 0.85 .$$

Zajímá nás  $P(A'_3|S')$ . Z Bayesovy věty máme:

$$P(A'_3|S') = \frac{P(S'|A'_3) \cdot P(A'_3)}{P(S')}$$

$$P(S') = \sum_{i=1}^3 P(S'|A'_i) \cdot P(A'_i) = (0.96 + 0.9 + 0.85) \cdot \frac{1}{3} = \frac{271}{300} \doteq 0.9033$$

a tedy

$$P(A'_3|S') = \frac{0.85 \cdot \frac{1}{3}}{\frac{271}{300}} = \frac{85}{271} \doteq 0,3137$$

(což se snadněji dalo spočítat prostě podílem standardních výrobků pocházejících ze třetího skladu v rámci všech standardních výrobků, tj.  $P(A'_3|B') = \frac{0.85 \cdot N}{0.96 \cdot N + 0.9 \cdot N + 0.85 \cdot N} = \frac{85}{271}$ ).

**4.6** (Bayesovská pravděpodobnost v informačním kanálu se šumem)

Na vstupu informačního kanálu jsou posílány znaky "0" a "1", přitom znak "1" je poslán s pravděpodobností  $p$ . Na výstupu je daný znak přečten s pravděpodobností chyby  $r = 0.1$ , která nezávisí na frekvenci s jakou znak chodí (tj. na hodnotě  $p$ ). Určete podmíněné pravděpodobnosti vstupu při známém výstupu, je-li

(a)  $p = 0.4$ ,

(b)  $p = 0.1$ .

**Řešení:**

Máme jevy

$V_i =$  "vyšleme znak  $i$ ",

$Z_i =$  "zachytíme znak  $i$ ",

kde  $i$  je nula nebo jednička. Víme, že

$$\overline{V_0} = V_1 \quad \overline{Z_0} = Z_1 \quad \text{a} \quad P(V_1) = p \quad (\text{Toto je vlastnost zprávy.})$$

Pravděpodobnost  $r$  chyby znaku "1" na výstupu je dána procentem zachycených znaku "0" v množině odeslaných znaku "1", tj.

$$r = \frac{P(Z_0 \cap V_1)}{P(V_1)} = P(Z_0|V_1) \quad (\text{Toto je vlastnost přijímacího zařízení.})$$

Podobně  $r = P(Z_1|V_0)$ . Pro zjednodušení si uvědomíme, že funkce  $\tilde{P}(A) := P(A|B)$  je pravděpodobnost v proměnné  $A$ , speciálně tedy

$$P(Z_0|V_0) = 1 - P(Z_1|V_0) = 1 - r$$

a

$$P(Z_1|V_1) = 1 - P(Z_0|V_1) = 1 - r.$$

Zajímají nás podmíněné pravděpodobnosti

$$P(V_i|Z_j) \quad \text{pro} \quad i, j \in \{0, 1\} \quad (\text{Toto zajímá toho, kdo zprávy přijímá.})$$

Opět stačí spočítat jen některé z nich (pro zbylé máme vztahy jako např.  $P(V_0|Z_1) = 1 - P(V_1|Z_1)$ .) Dále pro snadnější zápis ještě použijeme, že znak  $1 - i$  je odlišný od znaku  $i$ .

Podle Bayesových vět teď máme

$$\begin{aligned} P(V_i|Z_j) &= \frac{P(Z_j|V_i)P(V_i)}{P(Z_j)} = \frac{P(Z_j|V_i)P(V_i)}{P(Z_j|V_i)P(V_i) + P(Z_j|V_{1-i})P(V_{1-i})} = \\ &= \frac{1}{1 + \frac{P(Z_j|V_{1-i})P(V_{1-i})}{P(Z_j|V_i)P(V_i)}} \end{aligned}$$

takže

$$P(V_0|Z_0) = \frac{1}{1 + \frac{P(Z_0|V_1)P(V_1)}{P(Z_0|V_0)P(V_0)}} = \frac{1}{1 + \frac{r \cdot p}{(1-r) \cdot (1-p)}}$$

a

$$P(V_1|Z_1) = \frac{1}{1 + \frac{P(Z_1|V_0)P(V_0)}{P(Z_1|V_1)P(V_1)}} = \frac{1}{1 + \frac{r \cdot (1-p)}{(1-r) \cdot p}}.$$



Vzorce uvádíme v tomto výsledném tvaru, aby se zvýraznila závislost na jednotlivých parametrech. Při praktickém počítání je ale vhodnější to nechat v původním zápisu a nepřevádět na tvar  $\frac{1}{1+\text{něco}}$ .

(a) Pro  $p = 0.4$  tak máme

$$P(V_0|Z_0) = \frac{1}{1 + \frac{0.1 \cdot 0.4}{0.9 \cdot 0.6}} = \frac{27}{29} \doteq 0.93$$

$$P(V_1|Z_0) = 1 - \frac{27}{29} = \frac{2}{29} \doteq 0.07$$

$$P(V_1|Z_1) = \frac{1}{1 + \frac{0.1 \cdot 0.6}{0.9 \cdot 0.4}} = \frac{6}{7} \doteq 0.86$$

$$P(V_0|Z_1) = 1 - \frac{6}{7} = \frac{1}{7} \doteq 0.14$$

Tedy poměrně vysoká spolehlivost pro oba znaky.

(b) Pro  $p = 0.1$  bude situace podstatně jiná:

$$P(V_0|Z_0) = \frac{1}{1 + \frac{0.1 \cdot 0.1}{0.9 \cdot 0.9}} = \frac{81}{82} \doteq 0.99$$

$$P(V_1|Z_0) = 1 - \frac{81}{82} = \frac{1}{82} \doteq 0.01$$

$$P(V_1|Z_1) = \frac{1}{1 + \frac{0.1 \cdot 0.9}{0.9 \cdot 0.1}} = \frac{1}{2} = 0.5$$

$$P(V_0|Z_1) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = 0.5$$

Pokud procento vysílaných znaku "1" dosáhne hladiny šumu, tj.  $p = r$ , nedá se pak při zachycení znaku "1" určit, jestli pochází z vyslaného signálu (tj. znaku "1") nebo naopak ze šumu (tj. chyby při vyslání znaku "0").

Situaci si ještě můžeme znázornit obrázkem:

	chybně zachyceno	správně zachyceno
odeslané jedničky ( $V_1$ )	$a_0$	$a_1$
odeslané nuly ( $V_0$ )	$b_1$	$b_0$

Zde  $a_i$  a  $b_j$  znamenají počty daných znaků v rámci daného jevu (např.  $b_1$  je počet odeslaných znaků 0, které byly zachyceny jako znaky 1, neboli  $|V_0 \cap Z_1| = b_1$ ). Dale je např.  $|V_0| = b_1 + b_0$  a  $|Z_1| = a_1 + b_1$ . Speciálně máme

$$P(V_0|Z_1) = \frac{|V_0 \cap Z_1|}{|Z_1|} = \frac{b_1}{a_1 + b_1}$$

a

$$P(V_1|Z_1) = \frac{|V_1 \cap Z_1|}{|Z_1|} = \frac{a_1}{a_1 + b_1} .$$

Problém s rozpoznáním znaku 1 nastane právě když

$$\frac{a_1}{a_1 + b_1} = P(V_0|Z_1) = P(V_1|Z_1) = \frac{b_1}{a_1 + b_1}$$

tedy když

$$a_1 = b_1 .$$

#### 4.7 (diskrétní náhodná veličina)

Náhodná veličina  $X$  představuje hodnoty, které padají na pravidelné hrací kostce. Pro veličinu  $Y = 2X - 1$  určete její střední hodnotu, rozptyl, distribuční funkci a kvantil.

#### Řešení:

Velichina  $X$  má hodnoty  $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$  a pravděpodobnostní funkcí

$$p_X(i) = \begin{cases} \frac{1}{6} & , i = 1, 2, 3, 4, 5, 6 \\ 0 & , \text{jinak.} \end{cases}$$

Protože  $E(Y) = E(2X - 1) = 2E(X) - 1$  a  $D(Y) = D(2X - 1) = D(2X) = 2^2D(X)$ , stačí zjistit střední hodnotu a rozptyl pro veličinu  $X$ :

$$E(X) = \sum_{i \in \mathbb{R}} i \cdot p_X(i) = \frac{1}{6}(1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6) = \frac{1}{2}(1 + 6) = \frac{7}{2} = 3.5$$

$$E(X^2) = \sum_{i \in \mathbb{R}} i^2 \cdot p_X(i) = \frac{1}{6}(1^2 + 2^2 + 3^2 + 4^2 + 5^2 + 6^2) = \frac{91}{6} \doteq 15.166$$

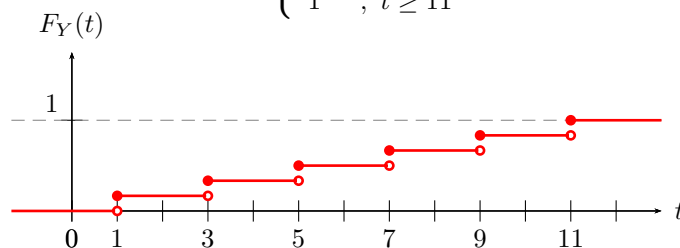
$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12} \doteq 2.9167 .$$

Takže máme

$$E(Y) = 6 \quad \text{a} \quad D(Y) = \frac{35}{3} \doteq 11,67 .$$

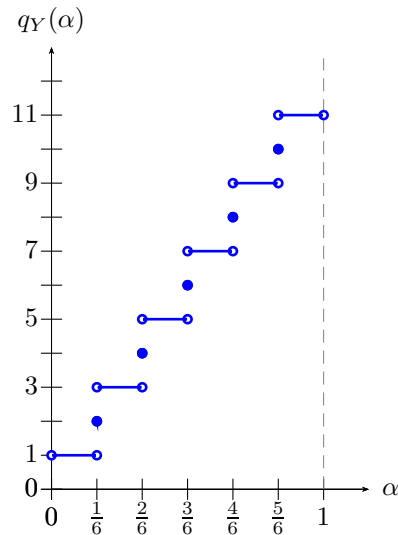
Velichina  $Y$  nabývá hodnot 1, 3, 5, 7, 9, 11 se stejnou pravděpodobností, takže distribuční funkce bude

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & , t < 1 \\ \frac{1}{6}i & , t \in \langle 2i - 1, 2i + 1 \rangle, \quad i = 1, 2, 3, 4, 5 \\ 1 & , t \geq 11 \end{cases}$$



Kvantil pak je

$$q_Y(\alpha) = \begin{cases} 1 & , \alpha \in (0, \frac{1}{6}) \\ 2i & , \alpha = \frac{i}{6}, \quad i = 1, 2, 3, 4, 5 \\ 2i + 1 & , \alpha \in (\frac{i}{6}, \frac{i+1}{6}), \quad i = 1, 2, 3, 4, 5 \end{cases}$$



#### 4.8 (diskrétní náhodná veličina)

Házíme třemi (nezávislými) kostkami. Náhodná veličina  $X$  je počet dvojic kostek, na nichž padl stejný výsledek. Určete její pravděpodobnostní funkci, distribuční funkci, kvantil, střední hodnotu a rozptyl.

**Řešení:**

Máme  $\Omega = \{(a, b, c) \mid a, b, c \in \{1, \dots, 6\}\}$  s Laplaceovou pravděpodobností a veličina má tedy předpis

$$X((a, b, c)) = \begin{cases} 3 & , a = b = c \\ 1 & , |\{a, b, c\}| = 2 \\ 0 & , |\{a, b, c\}| = 3 . \end{cases}$$

Nenulové hodnoty pravděpodobnostní funkce zapíšeme pomocí tabulky:

$i$	0	1	3
$p_X(i)$	$\frac{6 \cdot 5 \cdot 4}{6^3} = \frac{5}{9}$	$\frac{\binom{6}{2} \cdot 2 \cdot 3}{6^3} = \frac{5}{12}$	$\frac{6}{6^3} = \frac{1}{36}$

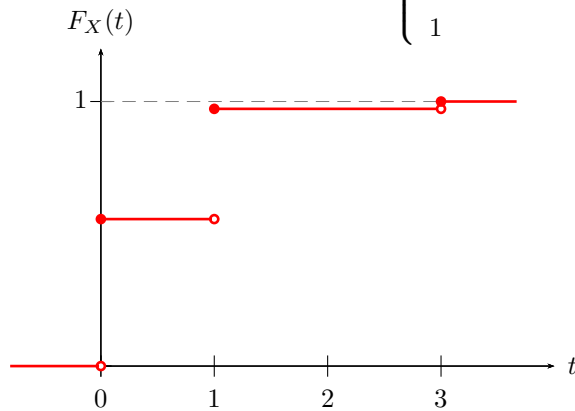
$$E(X) = \sum_{i \in \mathbb{R}} i \cdot p_X(i) = 0 \cdot \frac{5}{9} + 1 \cdot \frac{5}{12} + 3 \cdot \frac{1}{36} = \frac{1}{2} = 0.5$$

$$E(X^2) = \sum_{i \in \mathbb{R}} i^2 \cdot p_X(i) = 0^2 \cdot \frac{5}{9} + 1^2 \cdot \frac{5}{12} + 3^2 \cdot \frac{1}{36} = \frac{2}{3} \doteq 0.667$$

$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{2}{3} - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{5}{12} \doteq 0.417.$$

Distribuční funkce je

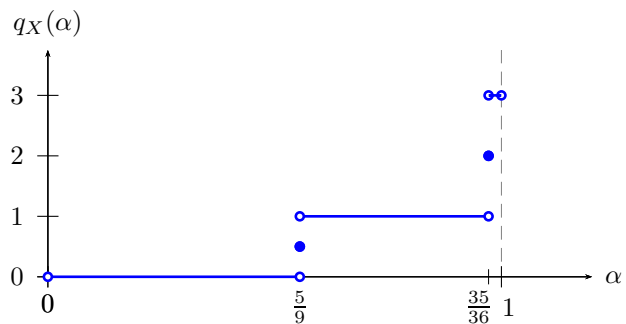
$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & , t < 0 \\ \frac{5}{9} & , t \in \langle 0, 1 \rangle \\ \frac{5}{9} + \frac{5}{12} = \frac{35}{36} & , t \in \langle 1, 3 \rangle \\ 1 & , t \geq 3 \end{cases}$$



Kvantil je

$$q_X(\alpha) = \begin{cases} 0 & , \alpha \in (0, \frac{5}{9}) \\ \frac{1}{2} & , \alpha = \frac{5}{9} \\ 1 & , \alpha \in (\frac{5}{9}, \frac{35}{36}) \\ 2 & , \alpha = \frac{35}{36} \\ 3 & , \alpha \in (\frac{35}{36}, 1) \end{cases}$$

s grafem



**4.9** (spojitá náhodná veličina)

Náhodná veličina  $X$  má rozdělení dané hustotou

$$f_X(t) = \begin{cases} a \cdot \ln t & , t \in (1, e) \\ 0 & , \text{jinak.} \end{cases}$$

Určete konstantu  $a$ , distribuční funkci, střední hodnotu a rozptyl náhodné veličiny  $X$ .

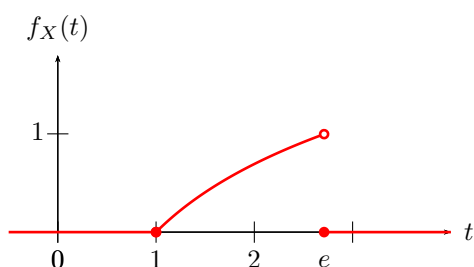
**Řešení:**

Pro určení konstanty  $a$  potřebujeme, aby

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = a \int_1^e \ln t dt = a [t(\ln t - 1)]_1^e = a$$

tedy  $a = 1$ .

Graf hustoty:



Distribuční funkce je rovna

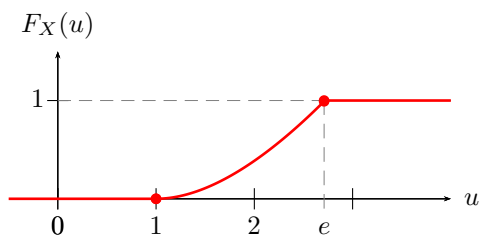
$$F_X(u) = \int_{-\infty}^u f_X(t) dt$$

a pro  $u \in (1, e)$  tedy máme

$$F_X(u) = \int_1^u \ln t dt = [t(\ln t - 1)]_1^u = u \ln u - u + 1$$

celkově pak

$$F_X(u) = \begin{cases} 0 & , u \leq 1 \\ u \ln u - u + 1 & , u \in (1, e) \\ 1 & , u \geq e. \end{cases}$$



Pomocí hustoty spočítáme střední hodnotu

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt = \int_1^e t \cdot \ln t dt = \left[ \frac{t^2}{4}(2 \ln t - 1) \right]_1^e = \frac{e^2 + 1}{4} \doteq 2.097$$

a rozptýl

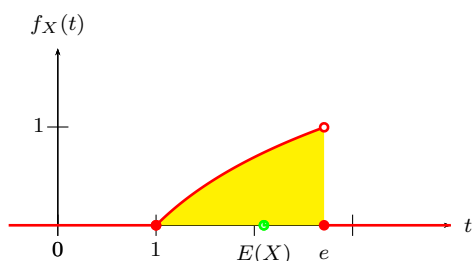
$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 .$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot f_X(t) dt = \int_1^e t^2 \cdot \ln t dt = \left[ \frac{t^3}{9}(3 \ln t - 1) \right]_1^e = \frac{2e^3 + 1}{9} .$$

Tedy

$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{2e^3 + 1}{9} - \left( \frac{e^2 + 1}{4} \right)^2 \doteq 0.176 .$$

Názornou interpretací střední hodnoty spojitě veličiny  $X$ , která má hustotu, je, že  $E(X)$  je vodorovná souřadnice (zelený bod) těžiště plochy, která je určena grafem hustoty  $f_X$  (žlutá plocha):



V tomto případě speciálně musí platit, že  $1 < E(X) < e$  (tedy  $1 < \frac{e^2+1}{4} \doteq 2.097 < e \doteq 2.71$ ), což je evidentně splněno. V případě, že by vypočtené hodnota  $E(X)$  tyto nerovnosti nesplňovala, znamenalo by to, že jsme někde ve výpočtu udělali chybu.

Podobně - hodnota  $D(X)$  musí vždy vyjít nezáporně (pokud existuje)! Pokud ne, někde ve výpočtu nastala chyba.