

# Verjetnost in statistika - zapiski s predavanj

## prof. Drnovška

Tomaž Poljanšek

študijsko leto 2022/23

## Kazalo

<b>1</b>	<b>Verjetnost</b>	<b>1</b>
1.1	Neformalni uvod v verjetnost . . . . .	1
1.2	Aksiomatična definicija verjetnosti . . . . .	3
1.3	Pogojna verjetnost . . . . .	7
1.4	Zaporedja neodvisnih ponovitev poskusa . . . . .	11
1.4.1	Aproksimacijski formuli za $P_n(k)$ . . . . .	11
1.4.2	Poissonova formula . . . . .	11
1.4.3	Laplaceova lokalna formula . . . . .	12
1.4.4	Laplaceova integralska formula . . . . .	13
1.5	slučajne spremenljivke . . . . .	15
1.5.1	Diskretna slučajna spremenljivka . . . . .	17
1.5.2	Enakomerna diskretna porazdelitev . . . . .	18
1.5.3	Binomska porazdelitev . . . . .	18
1.5.4	Poissonova porazdelitev . . . . .	18
1.5.5	Geometrijska porazdelitev . . . . .	19
1.5.6	Pascalova ali negativna binomska porazdelitev . . . . .	19
1.5.7	Hipergeometrijska porazdelitev . . . . .	20
1.5.8	Zvezno porazdeljene slučajne spremenljivke . . . . .	21
1.5.9	Enakomerna zvezna porazdelitev na $[a, b]$ . . . . .	22
1.5.10	Normalna ali Gaussova porazdelitev . . . . .	22
1.5.11	Eksponentna porazdelitev . . . . .	23
1.5.12	Porazdelitev gama . . . . .	23
1.5.13	Porazdelitev $\chi^2(n)$ . . . . .	24
1.5.14	Cauchyjeva porazdelitev . . . . .	24
1.6	Slučajni vektorji . . . . .	25

1.6.1	Diskretne porazdelitve . . . . .	27
1.6.2	Zvezne porazdelitve . . . . .	28
1.7	Neovdisnost slučajnih spremenljivk . . . . .	32
1.8	Funkcije slučajnih spremenljivk in slučajnih vektorjev . . . . .	35
1.9	Matematično upanje oz. pričakovana vrednost . . . . .	40
1.10	Disperzija, kovarianco in korelacijski koeficient . . . . .	46
1.11	Pogojna porazdelitev in pogojno matematično upanje . . . . .	51
1.12	Višji momenti in vrstilne karakteristike . . . . .	54
1.13	Rodovne funkcije . . . . .	57
1.14	Momentno rodovna funkcija . . . . .	60
1.15	Šibki in krepki zakon velikih števil . . . . .	62
1.16	Centralni limitni izrek . . . . .	65
<b>2</b>	<b>Statistika</b>	<b>68</b>
2.1	Osnovni pojmi . . . . .	68
2.2	Vzorčne statistike in cenilke . . . . .	70
2.3	Metode za pridobivanje cenilk . . . . .	73
2.3.1	Metoda momentov . . . . .	73
2.3.2	Metoda maksimalne zanesljivosti (oz. največjega verjetja) . . . . .	75
2.4	Intervalsko ocenjevanje parametrov . . . . .	77
2.5	Preizkušanje statističnih hipotez . . . . .	81
2.5.1	test $Z$ . . . . .	81
2.5.2	test $T$ : $X \sim N(\mu, \sigma)$ , $\mu$ neznan . . . . .	82
2.5.3	Studentov primerjalni test . . . . .	84
2.5.4	Test hi-kvadrat . . . . .	86
2.6	Linearna regresija . . . . .	88
2.7	Testiranje zanesljivosti . . . . .	91
2.7.1	Teoretične osnove testa $\chi^2$ . . . . .	94
2.8	Test za neznan delež . . . . .	95
2.9	Neparametrični testi . . . . .	97
2.9.1	Test z znaki . . . . .	97
2.9.2	Inverzijski test . . . . .	99

# 1 Verjetnost

## 1.1 Neformalni uvod v verjetnost

Začetki verjetnosti (kot vede) so v 17. stoletju, motivacija igre na srečo

17. stol: Fermat, Pascal, Bernoulli

18. in 19 stol: Laplace, Poisson, Čebišev, Markov

20. stol: Kolmogorov (okoli 1930), utemeljitelj sodobnega verjetnostnega računa

**Definicija 1.1** (Dogodek). Izvajamo poskus, opazujemo nek pojav, ki se lahko zgodi in ga imenujemo dogodek

*Primer.* Met poštene kocke, dogodek je npr. pade šestica, ali npr. pade sodo število pik

**Definicija 1.2** (Frekvenca). Poskus ponovimo  $n$ -krat. Opazujemo dogodek  $A$ .

Naj bo  $K_n(A)$  frekvenca dogodka  $A$ , t.j. število tistih ponovitev, pri katerih se je dogodek  $A$  zgodil.

Relativna frekvenca je  $f_n(A) = \frac{K_n(A)}{n} \in [0, 1]$

Dokazati je mogoče, da zaporedje  $\{f_n(A)\}$  konvergira, recimo h  $p \in [0, 1]$ .

Statistična definicija verjetnosti:  $P(A) := p$ .

Pogosto verjetnost lahko določimo vnaprej:

Klasična definicija verjetnosti:  $P(A) = \frac{\text{število ugodnih izidov za dogodek } A}{\text{število vseh izidov}}$  pri pogoju, da imajo vsi izidi enake možnosti

*Primer.* met kocke:

$$P(\text{pade šestica}) = \frac{1}{6}$$

$$P(\text{pade sodo število pik}) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$$

*Primer.* Kolikšna je verjetnost, da pri metu dveh kock znaša vsota pik 7?

Možne vsote: 2, 3, 4, ..., 7, ..., 12: 11 možnosti

Ali je  $P(\text{vsota } 7) = \frac{1}{11}$ ? Ne, ker te vsote nimajo enakih možnosti:

$$2 = 1 + 1, 3 = 2 + 1 = 1 + 2$$

Vsi možni izidi so  $\{(i, j) : i, j \in \{1, 2, \dots, 6\}\} = \{1, 2, \dots, 6\} \times \{1, 2, \dots, 6\}$

$$(1, 1) \quad (1, 2) \quad \dots \quad (1, 6)$$

$$(2, 1) \quad (2, 2) \quad \dots \quad (2, 6)$$

$\vdots$

$$(6, 1) \quad (6, 2) \quad \dots \quad (6, 6)$$

$$P(\text{vsota } 7) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}$$

Če je vseh izidov neskončno, si lahko pomagamo z geometrijsko definicijo verjetnosti

*Primer.* Osebi se dogovorita za sestanek med 10. in 11. uro; čas prihoda je slučajen. Vsak čaka največ 20 minut, najdlje do 11. ure; če v tem času drugega ni, odide. Kolikšna je verjetnost srečanja?

Začnimo čas šteti ob 10. uri. Naj bo  $x$  čas prihoda 1. osebe,  $y$  pa čas prihoda druge osebe

Možni izidi so kvadrat  $[0, 1]^2 = [0, 1] \times [0, 1]$

Ugodni izidi so  $|x - y| \leq \frac{1}{3}$

$$1. \ x \geq y : x - y \leq \frac{1}{3} \text{ oz. } x - \frac{1}{3} \leq y$$

$$2. \ x \leq y : y - x \leq \frac{1}{3} \text{ oz. } y \leq x + \frac{1}{3}$$

$$P(\text{srečanje}) = \frac{\text{ploščina označenega lika}}{\text{ploščina kvadrata}} = \frac{1 - (\frac{2}{3})^2}{1} = \frac{5}{9}$$

*Primer.* Slučajno razporedimo  $n$  kroglic v  $m$  posod, kjer je  $m > n$ . Kolikšna je verjetnost, da so vse kroglice v prvih  $n$  posodah, v vsaki ena?

Obravnavajmo 3 variante:

1. kroglice razlikujemo

Vsi izidi:  $m \cdot m \cdots m = m^n$  variacije

Ugodni izidi:  $n \cdot (n - 1) \cdots 1 = n!$  permutacija

$$\implies P(A) = \frac{n!}{m^n}$$

2. kroglic ne razlikujemo

$n$  kroglic,  $m - 1$  črtic  $\implies (m + n - 1)$  mest

Vsi izidi:  $\binom{m+n-1}{n}$  kombinacije s ponavljanjem

Ugodni izidi: 1

$$P(A) = \frac{1}{\binom{m+n-1}{n}}$$

3. kroglic ne razlikujemo, v vsaki posodi je kvečjemu ena

Število vseh izidov je  $\binom{m}{n}$

Ugoden izid je samo eden

$$\text{Torej je } P(A) = \frac{1}{\binom{m}{n}}$$

V kvantni mehaniki so kroglice različni delci, posode so energetska stanja

V primeru (a) imamo Maxwell-Boltzmanovi statistiki, velja za molekule plina

V primeru (b) imamo Bose-Einsteinovo statistiko, velja za bozone (npr. fotoni)

V primeru (c) imamo Fermi-Diracovo statistiko, velja za fermione (npr. elektroni); zanje velja Diracovo izključitveno načelo: v vsakem stanju je največ en delec

## 1.2 Aksiomatična definicija verjetnosti

Kolmogorov (okoli 1930)

**Definicija 1.3** (Dogodek). Imamo prostor vseh dogodkov  $\Omega$  (možna oznaka je  $G$ ). Dogodki so nekatere (ne nujno vse) podmnožice  $A \subseteq \Omega$

*Primer.* Met kocke:  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ , dogodki so vse podmnožice,  $\{6\} \cdots$  dogodek, da pade šestica,  $\{2, 4, 6\} \cdots$  dogodek, da pade sodo število pik

Računanje z dogodki

1. Vsota dogodkov oz. unija dogodkov:  $A + B$  oz.  $A \cup B$ : dogodek, da se zgodi vsaj eden od  $A$  in  $B$
2. Produkt dogodkov oz. presek dogodkov:  $A \cdot B$  oz.  $A \cap B$ : dogodek, da se zgodita oboje dogodka  $A$  in  $B$
3. Nasprotni dogodek oz. komplement dogodka:  $\bar{A} = A^C$

Pravila za računanje z dogodki:

- idempotentnost:  $A \cup A = A = A \cap A$
- komutativnost:  $A \cap B = B \cap A$  in  $A \cup B = B \cup A$
- asociativnost:  $(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$ ,  $(A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C)$
- distributivnost:  $(A \cap B) \cup C = (A \cup C) \cap (B \cup C)$ ,  $(A \cup B) \cap C = (A \cap C) \cup (B \cap C)$  oz.  $(A \cdot B) + C = (A + C) \cdot (B + C)$ ,  $(A + B) \cdot C = (A \cdot C) + (B \cdot C)$
- deMorganova zakona:  $(A \cup B)^C = A^C \cap B^C$ ,  $(A \cap B)^C = A^C \cup B^C$   
še več:  $(\cup_{i \in I} A_i)^C = \cap_{i \in I} A_i^C$ ,  $(\cap_{i \in I} A_i)^C = \cup_{i \in I} A_i^C$

**Definicija 1.4** ( $\sigma$ -algebra). Neprazna družina podmnožic dogodkov  $F$  v  $\Omega$  je  $\sigma$ -algebra, če velja:

1.  $A \in F \implies A^C \in F$  (zaprtost za komplement)
2.  $A_1, A_2 \cdots \in F \implies \cup_{i=1}^{\infty} A_i \in F$  (zaprtost za števne unije)

Če v 2) zahtevamo manj:

$A, B \in F \implies A \cup B \in F$  (šibkejši pogoj) pravimo, da je  $F$  algebra

V algebri imamo zaprtost za končne unije, t.j.  $A_1 \cdots A_n \in F \implies \cup_{i=1}^n A_i \in F$  (zaradi indukcije). Ker je  $\cap_i A_i^C = (\cup_i A_i)^C$  (deMorgan), je algebra zaprta za končne preseke,  $\sigma$ -algebra pa za števne preseke.

Ker je  $A \setminus B = A \cap B^C$ , je algebra zaprta za razlike dogodkov.

Vsaka algebra vsebuje  $\{\emptyset, \Omega\}$ : ker je neprazna, obstaja dogodek  $A \in F$ , potem je  $A^C \in F$  in zato je

$$\Omega = A \cup A^C \in F, \emptyset = A \cap A^C \in F$$

Najmanjša  $(\sigma)$ -algebra je  $F = \{\emptyset, \Omega\}$ , največja  $(\sigma)$ -algebra je potenčna množica  $P(\Omega)$

*Primer.* Izberimo  $\emptyset \neq A \subsetneq \Omega$ . Najmanjša  $\sigma$ -algebra, ki vsebuje  $\{1\}, \{2\}, \{3\} \dots$  je  $P(\mathbb{N})$ , saj je  $A = \cup_{k \in A} \{k\}$  za  $\forall k \subseteq \mathbb{N}$  (končna sli števna unija)  
Najmanjša algebra  $F$ , ki vsebuje  $\{1\}, \{2\}, \{3\} \dots$  je enaka algebri

$$g = \{A \subseteq \mathbb{N} : A \text{ je končna ali } A^C \text{ je končna}\}$$

Dokazujemo  $g$  je algebra:

1. zaprtost za komplemente:  $A \in g \implies$

(a) bodisi  $A$  je končna množica  $\implies A = (A^C)^C \implies A^C \in g$   
(zaprtost za komplement)

(b) bodisi je  $A^C$  končna množica  $\implies A^C \in g$

2.  $A, B \in g \xrightarrow{?} A \cup B \in g$

(a)  $A \cup B$  je končna  $\implies (A \cup B) \in g$  (vse končne množice)

(b)  $A \cup B$  ni končna  $\implies$  vsaj ena izmed  $A$  in  $B$  ni končna, recimo  $A$  je neskončna.

Toda  $A \in G \implies A^C$  je končna množica.

Ker je  $(A \cup B)^C \subseteq A^C$  in  $A^C$  je končna, je  $(A \cup B)^C$  tudi končna množica, torej  $A \cup B \in g$

$A \in g$ :

- $A$  je končna:  $A = \cup_{k \in A} \{k\} \in F$  (končna unija)
- $A^C$  je končna:  $A^C = (\cup_{k \in A^C} \{k\})^C \in F$  (končna unija)

$$\implies g \in F$$

Ker je  $F$  najmanjša algebra, ki vsebuje  $\{1\}, \{2\} \dots$ , je tukaj enačaja, torej  $g = F$

Ker npr. množica sodih števil ni v  $g \in F$ , je  $g \notin P(\mathbb{N})$ , torej  $g$  ni  $\sigma$ -algebra

**Definicija 1.5** (Nezdružljivost dogodkov). Dogodka  $A$  in  $B$  sta nezdružljiva ali disjunktna, če je  $A \cap B = \emptyset$

**Definicija 1.6** (Popoln sistem dogodkov). Zaporedje  $\{A_i\}_i$  (končno ali števno mnogo) je popoln sistem dogodkov, če  $\Omega = \cup_i A_i$  in  $A_i \cap A_j = \emptyset \forall i \neq j$

**Definicija 1.7** (Verjetnost). Naj bo  $F$   $\sigma$ -algebra na  $\Omega$ . Verjetnost na  $(\Omega, F)$  je preslikava  $P : F \rightarrow \mathbb{R}$  z lastnostmi:

1.  $P(A) \geq 0 \forall A \in F$
2.  $P(\Omega) = 1$
3. Za poljubne paroma nezdružljive dogodke  $A_1, A_2 \dots$  velja

$$P(\cup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

števna aditivnost (verjetnostne preslikave)

Lastnosti preslikave  $P$ :

1.  $P(\emptyset) = 0$

*Dokaz.* v 3) vstavimo  $A_1 = A_2 = \dots = \emptyset$ :

$$\begin{aligned} P(\emptyset) &= P(\emptyset) + P(\emptyset) + \dots + P(\emptyset) = k \cdot P(\emptyset) \implies \\ \implies (k-1)P(\emptyset) &= 0 \implies P(\emptyset) = 0 \end{aligned}$$

■

2.  $P$  je končno aditivna, t.j. za poljubne paroma nezdružljive dogodke  $A_1 \dots A_n$  velja

$$P(\cup_{i=1}^n A_i) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

*Dokaz.* v 3) vzamemo  $A_{n+1} = A_{n+2} = \dots = \emptyset$ :

$$P(\cup_{i=1}^n A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \text{ (zaradi } P(\emptyset) = 0 \text{)}$$

■

3.  $P$  je monotona, t.j. iz  $A \subseteq B$  ( $A, B \in F$ ) sledi  $P(A) \subseteq P(B)$ , še več:  
 $A \subseteq B \implies P(B \setminus A) = P(B) - P(A)$

*Dokaz.* Ker je  $B = A \cup (B \setminus A)$  in  $A \cap (B \setminus A) = \emptyset$ , je po b)  $P(B) = P(A) + P(B \setminus A)$  ■

4.  $P(A^C) = 1 - P(A)$  za  $A \in F$

*Dokaz.*

$$\begin{aligned} B = \Omega &\implies P(A^C) = P(\Omega \setminus A) = \\ &\stackrel{c)}{=} P(\Omega) - P(A) \stackrel{2)}{=} 1 - P(A) \end{aligned}$$

■

5.  $P$  je zvezna, t.j.

(a) iz  $A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots A_i \in F$  sledi  $P(\cup_{i=1}^{\infty} A_i) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(A_i)$

(b) iz  $B_1 \supseteq B_2 \supseteq \dots B_i \in F$  sledi  $P(\cap_{i=1}^{\infty} B_i) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(B_i)$

Definiramo

$$\begin{aligned} C_1 &= A_1 \\ C_i &= A_i - A_{i-1} \text{ za } i \geq 2 \end{aligned}$$

Potem  $C_i \cap C_j = \emptyset$  za  $i \neq j$ ,  $A_n = C_1 \cup \dots \cup C_n$  in  $\cup_{i=1}^{\infty} A_i = \cup_{i=1}^{\infty} C_i$   
Torej imamo

$$\begin{aligned} P(\cup_{i=1}^{\infty} A_i) &= P(\cup_{i=1}^{\infty} C_i) = \\ &\stackrel{3)}{=} \sum_{i=1}^{\infty} P(C_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n P(C_i) = \\ &\stackrel{b)}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_i) \end{aligned}$$

*Dokaz.* Dokazujemo ii): iz  $B_1 \supseteq B_2 \supseteq \dots$  sledi  $B_1^C \subseteq B_2^C \subseteq \dots$  in zato po (i)

$$P(\cup_{i=1}^{\infty} B_i^C) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(B_i^C) \stackrel{a)}{=} 1 - \lim_{i \rightarrow \infty} P(B_i)$$

Toda

$$P(\cup_{i=1}^{\infty} B_i^C) = P((\cap_{i=1}^{\infty} B_i)^C) \stackrel{d)}{=} 1 - P(\cap_{i=1}^{\infty} B_i)$$

Od tod sledi zelena enakost

$$P(\cap_{i=1}^{\infty} B_i^C) = \lim_{i \rightarrow \infty} P(B_i)$$

■

$(\Omega, F, P)$  verjetnostni prostor



*Primer.* (končni ali števeni verjetnostni prostor)

$\Omega = \{w_1, w_2, \dots\}$  končna ali števna množica, paroma različni,

$F = P(\Omega)$ ,  $A = \cup_{i \in A} \{w_i\}$  končna ali števna unija

$\{w_1\}, \{w_2\}, \dots$  so popoln sistem dogodkov

če je  $p_i := P(\{w_i\})$ , je  $P(A) = \sum_{i:w_i \in A} p_i$  in  $\sum_i p_i = 1 = P(\Omega)$

Poseben primer:  $\Omega$  ima  $n$  elementov in  $p_i = \frac{1}{n}$ ,  $P(A) = \frac{\text{moč}(A)}{n}$

To je klasična definicija verjetnosti

$(\Omega, \Phi, P)$

*Primer.* (Nestevni neskončni verjetnostni prostor)

$\Omega = [0, 1] \times [0, 1]$

$\Phi :=$  najmanjša  $\sigma$ -algebra, ki vsebuje vse odprte pravokotnike  $(a, b) \times (c, d)$ ,  $a, b, c, d \in (0, 1)$

npr. elipse:  $\frac{1}{n}$  radij, za  $\forall n$  vzamemo kvadrate v elipsi, izberemo unijo

$=$  najmanjša  $\sigma$ -algebra, ki vsebuje vse zaprte pravokotnike  $[a, b] \times [c, d]$ ,  $a, b, c, d \in [0, 1]$  - Borelova  $\sigma$ -algebra

Izkaže se, da  $\Phi \neq P(\Omega)$

Verjetnost  $P$  definiramo na pravokotnikih s  $P((a, b) \times (c, d)) = (b - a)(d - c)$

Ni lahko videti, da je to možno razširiti do števno aditivne preslikave na  $P(\Omega)$

Verjetnostna preslikava  $P$  (na  $\Phi$ ) se imenuje Lebesgueova mera

To je geometrijska definicija verjetnosti:

$$\square = \cap_{n=1}^{\infty} (a - \frac{1}{n}, b + \frac{1}{n}) \times (c - \frac{1}{n}, d + \frac{1}{n})$$

## 1.3 Pogojna verjetnost

**Definicija 1.8** (Pogojna verjetnost). Fiksirajmo dogodek  $B$  s  $P(B) > 0$ .

Pogojna verjetnost dogodka  $A$  pri pogoju  $B$  je

$$P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

*Primer.* V posodi sta 2 beli in ena črna kroglica. Slučajno izberemo eno kroglico, jo vrnemo v posodo in potem ponovno izberemo kroglico. Kolikšna je verjetnost, da smo v drugo izbrali belo kroglico, če smo v prvo izbrali belo

kroglico?  $\Omega = \begin{matrix} B_1 B_1 & B_1 B_2 & B_1 \check{C} \\ B_2 B_1 & B_2 B_2 & B_2 \check{C} \\ \check{C} B_1 & \check{C} B_2 & \check{C} \check{C} \end{matrix}$

$$P(\text{prvič bela}) = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}$$

$$P(\text{drugič bela} \mid \text{prvič bela}) = \frac{P(\text{prvič in drugič bela})}{P(\text{prvič bela})} = \frac{\frac{4}{9}}{\frac{2}{3}} = \frac{2}{3}$$

Iz definicije sledi  $P(A \cap B) = P(B) \cdot P(A \mid B)$

Za poljubne dogodke  $A, B, C$  velja

$$\begin{aligned} P(A \cap (B \cap C)) &= P(B \cap C) \cdot P(A \mid B \cap C) = \\ &= P(C) \cdot P(B \mid C) \cdot P(A \mid B \cap C) \end{aligned}$$

oz. "lepše"

$$P(A \cap B \cap C) = P(A) \cdot P(B \mid A) \cdot P(C \mid A \cap B)$$

To posplošimo na  $n$  dogodkov  $A_1, A_2 \dots A_n$ :

$$\begin{aligned} P(A_1 \cap \dots \cap A_n) &= P(A_1) \cdot P(A_2 \mid A_1) \dots P(A_n \mid A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}) = \\ &= P(A_1) \cdot \prod_{i=2}^n P(A_i \mid \cap_{j=1}^{i-1} A_j) \end{aligned}$$

Desna stran:

$$P(A_1) \cdot \frac{P(A_1 \cap A_2)}{P(A_1)} \cdot \frac{P(A_1 \cap A_2 \cap A_3)}{P(A_1 \cap A_2)} \dots \frac{P(A_1 \cap \dots \cap A_n)}{P(A_1 \cap \dots \cap A_{n-1})}$$

Imejmo poskus v dveh korakih (fazah). V 1. koraku se zgodi natanko en dogodek iz popolnega sistema dogodkov  $H_1, H_2 \dots$  (končno/števno mnogo). V drugem koraku nas zanima dogodek  $A$ . Izrazimo  $P(A)$  z verjetnostmi  $P(H_1), P(H_2 \dots)$  in  $P(A \mid H_1), P(A \mid H_2) \dots$ .

Ker je  $A = A \cap \Omega = A \cap (\cup_i H_i) = \cup_i (A \cap H_i)$  in ker so  $\{A \cap H_i\}_i$  paroma nezrdužljivi dogodki (zaradi  $H_i$ ), je

$$P(A) = \sum_i P(A \cap H_i) = \sum_i P(H_i) \cdot P(A \mid H_i)$$

To je formula o popolni verjetnosti

*Primer.* Na srečolovu je  $n$  srečk, od tega je  $m$  dobitnih ( $m < n$ ). Ali imamo pred začetkom srečolova večje možnosti za dobiček, če izbiramo prvi ali drugi?  
 $H_1$ : prvi dobi,  $H_2$ : prvi ne dobi,  $A$ : drugi zadane

$$\begin{aligned} P(\text{prvi dobi}) &= \frac{m}{n} \\ P(\text{drugi dobi}) &= P(\text{prvi dobi}) \cdot P(\text{drugi dobi} \mid \text{prvi dobi}) + \\ &+ P(\text{prvi ne dobi}) \cdot P(\text{drugi dobi} \mid \text{prvi ne dobi}) = \\ &= \frac{m}{n} \cdot \frac{m-1}{n-1} + \frac{n-m}{n} \cdot \frac{m}{n-1} = \dots = \frac{m}{n} \end{aligned}$$

Pri dvofaznem poskusu nas zanima

$$P(H_k \mid A) = \frac{P(H_k \cap A)}{P(A)} = \frac{P(H_k) \cdot P(A \mid H_k)}{\sum_i P(H_i) \cdot P(A \mid H_i)}$$

- Bayesova formula

*Primer.* Test s poligrafom (= detektor laži)

Resnicoljub opravi test s poligrafom z verjetnostjo 0.95. Z enako verjetnostjo poligraf prepozna lažnivca. Izmed 1000 oseb, med katerimi je natanko en lažnivec, slučajno izberemo eno osebo, katero poligraf proglasi za lažnivca. Kolikšna je pogojna verjetnost, da je ta oseba res lažnivec?

Naj bo  $L$  dogodek, da je oseba lažnivec.

Naj bo  $L_p$  dogodek, da poligraf za osebo pravi, da je lažnivec. Potem je

$$\begin{aligned} P(L_p \mid L) &= 0.95 \text{ in } P(L_p^C \mid L^C) = 0.95 \text{ oz.} \\ P(L_p \mid L^C) &= 0.05 \\ P(L) &= 0.001 \end{aligned}$$

Iščemo verjetnost  $P(L \mid L_p)$

$H_1 = L, H_2 = L^C, A = L_p$

$$\begin{aligned} P(L \mid L_p) &= \frac{P(L) \cdot P(L_p \mid L)}{P(L) \cdot P(L_p \mid L) + P(L^C) \cdot P(L_p^C \mid L^C)} = \\ &= \frac{0.001 \cdot 0.95}{0.001 \cdot 0.95 + 0.999 \cdot 0.05} = \frac{95}{5050} \doteq 0.02 = \frac{1}{50} \end{aligned}$$

Matematično ekvivalenten problem je presejalni test, npr. program DORA. (Pogojna) verjetnost, da je oseba bolna, če je test pozitiven, je majhna.

Dogodka  $A$  in  $B$  sta neodvisna, če je  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

Če je  $P(B) > 0$ , potem lahko ta pogoj zapišemo kot  $P(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = P(A | B)$

**Definicija 1.9** (Neodvisnost).  $A$  in  $B$  sta neodvisna, če  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

Dogodki  $\{A_i\}_i$  so neodvisni, če za poljuben končen nabor različnih dogodkov  $A_{i_1}, A_{i_2} \dots A_{i_n}$  velja

$$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_n}) = P(A_{i_1}) \cdot \dots \cdot P(A_{i_n})$$

Če zahtevamo le za  $n = 2$ , t.j.  $P(A_i \cap A_j) = P(A_i) \cdot P(A_j)$ ,  $i \neq j$ , tedaj so dogodki paroma neodvisni

Očitno iz neodvisnosti sledi paroma neodvisnost. Obratno ne velja

*Primer.*

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4\}, P(\{k\}) = \frac{1}{4} \text{ za } k = 1, 2, 3, 4 \text{ npr. met tetraedra}$$

$$A = \{1, 2\}, B = \{1, 3\}, C = \{1, 4\}$$

$$P(A) = P(B) = P(C) = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$$

$$A \cap B = B \cap C = A \cap C = \{1\}$$

$$\implies P(A \cap B) = P(B \cap C) = P(A \cap C) = \frac{1}{4}$$

$$\implies A, B, C \text{ so paroma neodvisni}$$

$$A \cap B \cap C = \{1\}$$

$$P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{8} = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C)$$

$$\implies \text{niso neodvisni}$$

**Trditev 1.10.** Naj bosta  $A$  in  $B$  neodvisna dogodka. Potem sta neodvisna tudi  $A$  in  $B^C$ . Prav tako tudi  $A^C$  in  $B$  ter  $A^C$  in  $B^C$  (komplementiranje ohranja neodvisnost)

*Dokaz.* Ker je  $A \cap B^C = A \setminus (A \cap B)$  je

$$P(A \cap B^C) = P(A \setminus (A \cap B)) = P(A) - P(A \cap B) =$$

$$\stackrel{A, B \text{ neodvisna}}{=} P(A) - P(A) \cdot P(B) = P(A)(1 - P(B)) = P(A) \cdot P(B^C)$$

podobno za ostale kombinacije ■

## 1.4 Zaporedja neodvisnih ponovitev poskusa

**Definicija 1.11.** Imejmo zaporedje  $n$  neodvisnih ponovitev poskusa, določenega v verjetnostnem prostoru  $(\Omega, \Phi, P)$ , v katerem je možen  $A$  s  $P(A) = p \in (0, 1)$ . Potem je  $q := P(A^C) = 1 - p$

Z  $A_n(k)$  označimo dogodek, da se v  $k$  ponovitvah poskusa  $A$  zgodi natanko  $n$ -krat,  $k = 0, 1 \dots n$

Pokažimo, da je njegova verjetnost  $P_n(k) := P(A_n(k)) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$  - Bernoullijeva formula

$A_n(k)$  je disjunktna unija  $\binom{n}{k}$  dogodkov, da se  $A$  zgodi na predpisanih  $k$  mestih,  $A^C$  pa na preostalih  $(n - k)$  mestih. Verjetnost le teh je produkt  $p$ -jev in  $q$ -jev:  $p^k q^{n-k}$ . Od tod sledi Bernoullijeva formula

*Primer.* Kaljivost semen je 95%. Kolikšna je verjetnost, da izmed 1000 semen vzkali točno 950 semen?

$A$  = seme ne vzkali

$$P(A) = p = 0.05, q = 0.95$$

$$P_{1000}(50) = \binom{1000}{50} 0.05^{50} \cdot 0.95^{950} \doteq 0.05779$$

Brez računalja je to težko izračunati tudi če uporabimo Stirlingovo formulo na  $n!$ :

$$n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$$

Tukaj  $\sim$  pomeni:  $a_n \sim b_n$  če  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{a_n}{b_n} = 1$

Torej je  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sqrt{2\pi n}}{n!} \left(\frac{n}{e}\right)^n = 1$

### 1.4.1 Aproksimacijski formuli za $P_n(k)$

### 1.4.2 Poissonova formula

Če je  $n$  velik in  $k$  majhen, je  $P_n(k) \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ , kjer je  $\lambda = np$

*Dokaz.*

$$\begin{aligned}
 P_n(k) &\stackrel{\text{def}}{=} \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \frac{n(n-1) \cdots (n-k+1)}{k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \\
 &= \frac{\lambda}{k!} \frac{n}{n} \frac{n-1}{n} \cdots \frac{n-k+1}{n} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \approx \\
 &\frac{n-i}{n} \rightarrow 1, \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \rightarrow e^{-\lambda}, \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \rightarrow 1 \\
 &\approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}
 \end{aligned}$$

■

*Primer.* Kaljivost semen

$$\begin{aligned}
 P_{1000}(50) &\doteq \frac{50^{50}}{50!} e^{-50} = \frac{1}{50!} \left(\frac{50}{e}\right)^{50} = \\
 &\stackrel{\text{Stirling}}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi 50}} = \frac{1}{10\sqrt{\pi i}} \doteq 0.05642
 \end{aligned}$$

### 1.4.3 Laplaceova lokalna formula

Če je  $n$  velik, potem je  $P_n(k) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \cdot e^{-\frac{(k-np)^2}{2npq}}$

Kasneje (2. semester) bomo dokazali splošnejši izrek (centralni limitni izrek)

Narišimo zaporedje  $\{P_n(k)\}_{k=0}^n$ ,  $n$  fiksni

$$\begin{aligned}
 P_n(0) &= q^n \\
 P_n(1) &= npq^{n-1} \\
 P_n(2) &= \frac{n(n-1)}{2} p^2 q^{n-2}
 \end{aligned}$$

Pomaknjena in raztegnjena funkcija  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

$$\begin{aligned}
P_n(k) &\leq P_n(k+1)? \\
\frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} &\leq \frac{n!}{(k+1)!(n-k-1)!} p^{k+1} q^{n-k-1} \\
\frac{q}{n-k} &\leq \frac{p}{k+1} \iff kq + q \leq np - kp \iff \\
&\iff k(p+q) + q \leq np \iff k+q \leq np
\end{aligned}$$

Neenakost se obrne pri  $k \approx np$

*Primer.* Kaljivost semen

$$\begin{aligned}
p = 0.05, q = 0.95, k = 50 &\implies np = 50 \\
P_{1000}(50) &\approx \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot 50 \cdot 0.95}} = \frac{1}{\sqrt{95\pi}} \doteq 0.05788
\end{aligned}$$

#### 1.4.4 Laplaceova integralska formula

Zanima nas dogodek  $B_n(k_1, k_2)$ , da se v  $n$  ponovitvah poskusa dogodek  $A$  zgodi vsaj  $k_1$ -krat in manj kot  $k_2$ -krat,  $0 \leq k_1 < k_2 \leq n+1$

Ker je

$$B_n(k_1, k_2) = A_n(k_1) \cup A_n(k_1 + 1) \cup \dots \cup A_n(k_2 - 1)$$

(disjunktna unija), je

$$P_n(k_1, k_2) := P(B_n(k_1, k_2)) = \sum_{k=k_1}^{k_2-1} |A_n(k)| = \sum_{k=k_1}^{k_2-1} P_n(k)$$

Po Laplaceovi lokalni formuli je

$$\begin{aligned}
P_n(k_1, k_2) &\approx \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} \sum_{k=k_1}^{k_2-1} e^{-\frac{(k-nq)^2}{2npq}} = \\
&\doteq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{k=k_1}^{k_2-1} e^{-\frac{1}{2}x_k^2} \Delta x_k
\end{aligned}$$

kjer je

$$x_k := \frac{k - np}{\sqrt{npq}}$$

$$\implies \Delta x_k := x_{k-1} - x_k = \frac{k+1-np}{\sqrt{npq}} - \frac{k-np}{\sqrt{npq}} = \frac{1}{\sqrt{npq}}$$

To je integralaska (Riemannova) vsota za funkcijo  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$   
 $P_n(k_1, k_2) \approx \sum_{k=k_1}^{k_2-1} f(x_k) \Delta x_k$  na intervalu  $a = \frac{k_1-np}{\sqrt{npq}}, b = \frac{k_2-np}{\sqrt{npq}}$   
 Za velik  $n$  torej velja:

$$P_n(k_1, k_2) \approx \int_a^b f(x) dx = \int_{\frac{k_1-np}{\sqrt{npq}}}^{\frac{k_2-np}{\sqrt{npq}}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

- Laplaceova integralska formula

$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$  - verjetnostni integral

Vpeljimo verjetnostni integral

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$\Phi$  je liha funkcija, zvezno odvedljiva in strogo naraščajoča

$$\Phi(0) = 0 \text{ in } \Phi(x) = f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

Pokažimo, da je  $\lim_{x \rightarrow \infty} \Phi(x) = \frac{1}{2}$ . S pomočjo  $\Gamma$  funkcije imamo

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} \Phi(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \\ x &= \frac{t^2}{2}, dx = t dt, dt = \frac{dx}{t} = \frac{dx}{\sqrt{2x}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{-x} \frac{dx}{\sqrt{2x}} = \\ &= \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_0^\infty x^{-\frac{1}{2}} e^{-x} dx = \\ \Gamma(\frac{1}{2}) &= \sqrt{\pi} \frac{1}{2} \end{aligned}$$



Laplaceova formula se glasi:

$$P_n(k_1, k_2) = \Phi\left(\frac{k_2 - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{k_1 - np}{\sqrt{npq}}\right)$$

*Primer.* Kaljivost semen

Kolikšna je verjetnost, da vzkali več kot 950 semen v zavojčku s 1000 semeni

A: seme ne vzkali,  $p = P(A) = 0.05, q = 0.95, n = 1000 \implies np = 1000$

$$\begin{aligned} P_{1000}(0, 50) &= \Phi\left(\frac{50 - 50}{\sqrt{50 \cdot 0.95}}\right) - \Phi\left(\frac{0 - 50}{\sqrt{50 \cdot 0.95}}\right) \doteq \\ &\doteq \Phi(7.36) \approx 0.500 \end{aligned}$$

- verjetnost, da ne vzkali manj kot 50 semen

## 1.5 slučajne spremenljivke

Danemu poskusu priredimo določeno številsko količino, katere verjetnost je odvisna od slučajna

*Primer.*

1. Met kocke, število pik
2. Streljanje v tarčo, razdalja zadetka od središča tarče

**Definicija 1.12** (Slučajna spremenljivka). Realna slučajna spremenljivka na verjetnostnem prostoru  $(\Omega, \Phi, P)$  je funkcije  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  z lastnostjo, da je za  $\forall x \in \mathbb{R}$  množica  $\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\}$  v  $\Phi$ , se pravi dogodek

Oznaka:  $\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\} \equiv X^{-1}((-\infty, x]) \equiv (X \leq x)$  (ali  $\{X \leq x\}$ )

**Definicija 1.13** (Porazdelitvena funkcija). Porazdelitvena funkcija  $F_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  je funkcija, definirana s predpisom  $F_X(x) = P(X \leq x) \equiv P((X \leq x))$

Dogovor:  $P((X \leq x)) \leftrightarrow P(X \leq x)$

Lastnosti porazdelitvene funkcije  $F_X \equiv F$ :

1.  $0 \leq F(X) \leq 1$  za  $\forall x \in \mathbb{R}$  (verjetnost)
2.  $F$  je naraščajoča funkcija, t.j. iz  $x_1 < x_2$  sledi  $F(x_1) \leq F(x_2)$

*Dokaz.* sledi iz  $(X \leq x_1) \subseteq (X \leq x_2) \quad /P()$  ■

3.  $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1, \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$

*Dokaz.* limita  $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x)$  obstaja, ker je  $F$  naraščajoča in navzgor omejena z 1.

Vzemimo strogo naraščajoče zaporedje  $\{x_n\} \subseteq \mathbb{R}$ , ki je neomejeno. Potem je

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) &= \lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(X \leq x_n) = \\ \cup_{n=1}^{\infty} (X \leq x_n) &= \Omega : \\ (\subseteq) &: \text{logično} \\ (\supseteq) : \omega \in \Omega &\implies \exists n \in \mathbb{N} : X(\omega) = x_n \\ &\implies \omega \in (X \leq x_n) \\ P \text{ je zvezna} &\stackrel{=}{=} P(\cup_{n=1}^{\infty} (X \leq x_n)) = P(\Omega) = 1 \end{aligned}$$

Drugo pokažemo podobno (namesto  $\cup$  je  $\cap$ ) ■

4.  $F$  je zvezna z desne, t.j.  $F(X+) = F(X) \forall x \in \mathbb{R}$

*Dokaz.* obstoj limite ni problematičen:  $F(x+) = \lim_{x \rightarrow 0} F(x+h) = \lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n)$ , kjer je  $\{x_n\}_n \subseteq \mathbb{R}$  strogo naraščajoče zaporedje z limito  $x$

$\{(X \leq x_n)\}_{n \in \mathbb{N}}$  je padajoče zaporedje s presekom

$$\begin{aligned} \{(X \leq x_n)\} &= \cap_{n=1}^{\infty} \{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x_n\} = \\ &= \{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\} = (X \leq x) : \\ (\supseteq) &: \text{očitno} \\ (\subseteq) : \omega \in \Omega &\implies \text{za vsak } n \text{ izpolnjeno} \implies \text{lim obstaja} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F(x+) &= \lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(X \leq x_n) = \\ &= P(\cap_{n=1}^{\infty} (X \leq x_n)) = P(X \leq x) = F(x) \end{aligned}$$

■

5.  $F(X-) = P(X < x) \neq F(x)$  v splošnem

$$\begin{aligned} P(x_1 < X \leq x_2) &= P((X \leq x_2) \setminus (X \leq x_1)) = \\ &= P(X \leq x_2) - P(X \leq x_1) = F(x_2) - F(x_1) \\ P(x_1 < X < x_2) &= P(X < x_2) - P(X \leq x_1) = F(x_2-) - F(x_1) \\ P(x_1 \leq X \leq x_2) &= F(x_2) - F(x_1-) \\ P(x_1 \leq X < x_2) &= F(x_2-) - F(x_1-) \end{aligned}$$

*Opomba.* V nekaterih učbenikih je porazdelitvena funkcija definirana z  $F(x) = P(X < x)$  - zvezna z leve

Najpomembnejša razreda slučajnih spremenljivk sta

### 1.5.1 Diskretna slučajna spremenljivka

**Definicija 1.14** (Diskretna slučajna spremenljivka). Slučajna spremenljivka  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  je diskretno porazdeljena, če je njena zaloga vrednosti končna ali števna množica. Naj bo  $\{x_1, x_2, \dots\}$  zaloga vrednosti slučajne spremenljivke  $X$ .

Vpeljimo verjetnostno funkcijo  $p_n := P(X = x_n)$   $n = 1, 2, \dots$ . Potem je

$$\sum_n p_n = P(\cup_n (X = x_n)) = P(\Omega) = 1$$

in

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) = P(\cup_{n: x_n \leq x} (X = x_n)) = \\ &\text{paroma nezdružljivi dogodki} \\ &= \sum_{n: x_n \leq x} P(X = x_n) = \sum_{n: x_n \leq x} p_n \end{aligned}$$

npr. naj bodo  $x_1 < x_2 < x_3$  v zalogi vrednosti slučajne spremenljivke  $X$   
 $F$  je odsekoma konstantna

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \cdots \\ p_1 & p_2 & \cdots \end{pmatrix}$$

Pomembnejše diskretne porazdelitve:

### 1.5.2 Enakomerna diskretna porazdelitev

na  $n$  točkah

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \cdots & x_n \\ \frac{1}{n} & \frac{1}{n} & \cdots & \frac{1}{n} \end{pmatrix}$$

*Primer.* Met kocke,  $X : \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 \\ \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} \end{pmatrix}$

### 1.5.3 Binomska porazdelitev

$Bin(n, p)$ ,  $n \in \mathbb{N}$ ,  $p \in (0, 1)$ ,  $n$ -krat ponovimo poskus, gledamo dogodek  $A$  z verjetnostjo  $P(A) = p$ ,  $X$  je frekvenca dogodka  $A$  v  $n$  ponovitvah

$$X : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \cdots & n \\ p_0 & p_1 & \cdots & p_n \end{pmatrix}$$
$$p_k = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

*Primer.*  $n$ -krat vržemo kocko.  $X$  je frekvenca šestice.  $X \sim Bin(n, \frac{1}{6})$

### 1.5.4 Poissonova porazdelitev

$Poi(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$

$$p_k = P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$
$$\sum_{k=0}^{\infty} p_k = \left( \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \right) e^{-\lambda} = e^{\lambda} e^{-\lambda} = 1$$

$\Rightarrow$  to je res porazdelitev ( $p_i \geq 0$ ,  $\sum p_i = 1$ )

*Primer.* Število klicev v telefonskem omrežju v časovni enoti

Binomska, velik  $n$ , majhen  $p \Rightarrow$  Poissonova

Lahko modeliramo z binomsko porazdelitvijo  $Bin(n, p)$ , kjer je  $n$  število naročnikov in  $p$  verjetnost, da se posameznik odloči za klic v časovni enoti. Ker je  $n$  velik in  $p$  majhen, je to približno  $Poi(\lambda)$ , kjer je  $\lambda = np$  (v praksi ni za vse ista)

*Primer.* Število napačnih črk v knjigi  
 (Veliko črk v knjigi, melo verjetno, da se zmotimo.)  
 Lahko modeliramo z  $Bin(n, p)$ , kjer je  $n$  število vseh črk v knjigi,  $p$  je verjetnost, da si izberemo napačno črko  
 Ker je  $n$  velik,  $p$  pa majhen, lahko to aproksimiramo s  $Poi(\lambda)$ , kjer je  $\lambda = np$   
 Raje vzamemo  $Poi(\lambda)$  kot  $Bin(n, p)$ , ker je preprostejša

### 1.5.5 Geometrijska porazdelitev

$Geo(p)$ ,  $p \in (0, 1)$

Ponavljamo poskus, v katerem opazujemo dogodek  $A$  s  $P(A) = p$ ,  $q = 1 - p$ .  
 ( $X = k$ ) je dogodek, da se  $A$  zgodi prvič v  $k$ -ti ponovitvi

$$p_k = P(A = k) = p \cdot q^{k-1} \quad k = 1, 2, \dots$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} p_k = p \cdot \sum_{k=1}^{\infty} q^{k-1} = p \sum_{k=0}^{\infty} q^k = p \frac{1}{1-q} = \frac{p}{p} = 1$$

*Primer.* Mečemo kocko,  $X$  je število metov, da pade šestica prvič. Potem je  $X \sim Geo(\frac{1}{6})$

### 1.5.6 Pascalova ali negativna binomska porazdelitev

$Pas(m, p)$ ,  $m \in \mathbb{N}$ ,  $p \in (0, 1)$

Ponavljamo poskus, v katerem nas zanima dogodek  $A$  s  $P(A) = p$ . ( $X = k$ ) je dogodek, da se  $A$  zgodi  $m$ -tič v  $k$ -ti ponovitvi poskusa. Torej  $Pas(1, p) = Geo(p)$

$$p_k = P(X = k) = \binom{k-1}{m-1} p^m q^{k-m} \quad k = m, m+1, \dots$$

( $A$  se zgodi  $(m-1)$ -krat,  $\bar{A}$  pa  $(k-m)$ -krat)

DN: Enakost  $\sum_{k=m}^{\infty} p_k = 1$  analitično preverimo z  $(m-1)$ -kratnim odvajanjem geometrijske vrste

$$\sum_{k=0}^{\infty} q^{k-1} = \frac{1}{1-q}$$

oz. z direktno uporabo binomske vrste:

$$(1 - q)^{-m} = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{-m}{j} q^j$$

*Primer.* Mečemo kocko,  $X$  je število potrebnih metov, da pade šestica  $m$ -krat. Potem je  $X \sim Pas(m, \frac{1}{6})$

### 1.5.7 Hipergeometrijska porazdelitev

$Hip(n; M, N)$ ,  $0 < M < N, n, M, N \in \mathbb{N}, n \leq \min\{M, N - M\}$   
V posodi je  $N$  kroglic, od tega  $M$  belih, ostale črne. Slučajno izberemo  $n$  kroglic (brez vračanja).  $X$  je število belih kroglic med izbranimi kroglicami. Torej ( $X = k$ ) je dogodek, da je med izbranimi  $n$  kroglicami  $k$  belih

$$p_k = P(X = k) = \frac{\binom{m}{k} \binom{N-m}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad k = 0, 1 \dots n$$

$\binom{m}{k} \dots k$  belih  
 $\binom{N-m}{n-k} \dots$  ostale črne  
 $\binom{n}{N} \dots$  izberemo  $n$  izmed  $N$

Ker je  $\{(X = k)\}^n$  popoln sistem dogodkov, je jasno, da je  $\sum_{k=0}^n p_k = 1$   
Torej velja binomska identiteta

$$\sum_{k=0}^n \binom{m}{k} \binom{N-m}{n-k} = \binom{N}{n}$$

- verjetnostni dokaz

*Primer.* V ribniku je  $N$  rib, od tega  $M$  krapov. Ulovimo  $n$  rib. Naj bo  $X$  število ulovljenih krapov. Potem je  $X \sim Hip(n; M, N)$

Če je  $n \ll \min\{M, N - M\}$ , potem je  $Hip(n; M, n) \approx Bin(n, \frac{M}{N})$ :

$$p_k = \frac{\frac{M(M-1)\cdots(M_k+1)}{k!} \frac{(N-m)(N-m+1)\cdots(N-m-n+k+1)}{(n-k)!}}{\frac{N(N-1)\cdots(N-n+1)}{n!}} \approx$$

$$\stackrel{k \leq m}{\stackrel{n \leq N}{\approx}} \frac{\frac{M^k}{k!} \frac{(N-m)^{n-k}}{(n-k)!}}{\frac{N^n}{n!}} = \binom{n}{k} \left(\frac{M}{N}\right)^k \left(\frac{N-M}{N}\right)^{n-k} = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

Intuicija: vzemanje kroglic,  $n \ll \min\{M, N - M\}$

Če je  $n \ll \min\{M, N - M\}$ , ne naredimo velike napake, če kroglice vračamo. Tedaj je število belih izvlečenih kroglic binomsko porazdeljeno:  $X \sim \text{Bin}(n, \frac{M}{N})$

### 1.5.8 Zvezno porazdeljene slučajne spremenljivke

**Definicija 1.15** (Zvezna porazdelitev). Slučajna spremenljivka  $X$  je zvezno porazdeljena (zvezna), če obstaja nenegativna integrabilna funkcije  $p_X$ , imenovana gostota porazdelitve, da je

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_X(t) dt \text{ za } \forall x \in \mathbb{R}$$

Analogija z diskretnimi porazdelitvami:  $F_X(x) = \sum_{n: X_n \leq x} p_k$ ,  $X : \begin{pmatrix} x_1 & \cdots \\ p_1 & \cdots \end{pmatrix}$

Tedaj je  $F_X$  zvezna funkcija. V točkah, kjer je  $p_X$  zvezna, je  $F_X$  zvezno odvedljiva in velja  $F_X'(x) = p_X(x)$

Ker je  $\lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$ , je  $\int_{-\infty}^{\infty} p_X(t) dt = 1$

Za  $x_1 < x_2$  velja

$$P(x_1 < X < x_2) = F_X(x_2-) - F_X(x_1+) = \int_{-\infty}^{x_2} p_X(t) dx - \int_{-\infty}^{x_1} p_X(t) dt = \int_{x_1}^{x_2} p_X(t) dt$$

Pomembnejše zvezne porazdelitve:

### 1.5.9 Enakomerna zvezna porazdelitev na $[a, b]$

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{če } a < x < b \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$
$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{če } x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{če } a < x < b \\ 1 & \text{če } x \geq b \end{cases}$$

*Primer.* Slučajno izberemo  $X$  na  $[0, 1]$

### 1.5.10 Normalna ali Gaussova porazdelitev

$N(\mu, \sigma)$ ,  $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$

$$p_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

$N(0, 1)$  :  $p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$  - standardizirana normalna porazdelitev

$\sigma$  velik:

$\sigma$  majhen:

Porazdelitvena funkcija:

$$\begin{aligned} F(X) &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2} dt = \\ u &= \frac{t-\mu}{\sigma}, du = \frac{dt}{\sigma} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{x-\mu}{\sigma}} e^{-\frac{1}{2}u^2} du = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( \int_{-\infty}^0 \dots + \int_0^{\frac{x-\mu}{\sigma}} \dots \right) = \\ &= \frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

Laplaceova integralaska formula pravi, da je  $Bin(n, p) \approx N(np, \sqrt{npq})$  za velik  $n$  :

$$P_n(k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}} - \frac{1}{2} \left( \frac{k-np}{\sqrt{npq}} \right)^2$$



*Primer.* Sistolični krvni tlak

verjetnost, da ima slučajno oseba krvni tlak med 120 in 130 mmHg

### 1.5.11 Eksponentna porazdelitev

$$\text{Exp}(\lambda), \lambda > 0$$
$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{če } x \geq 0 \\ 0 & \text{če } x \leq 0 \end{cases}$$

*Primer.* Radioaktivni razpad

$F(x)$  je verjetnost, da se radioaktivni razpad zgodi pred trenutkom  $x \in \mathbb{R}^+$

### 1.5.12 Porazdelitev gama

$$\Gamma(b, c), \quad b, c > 0$$
$$p(x) = \begin{cases} \frac{c^b}{\Gamma(b)} x^{b-1} e^{-cx} & x > 0 \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

Očitno je  $\text{Exp}(\lambda) = \Gamma(1, \lambda)$

$$\Gamma(y) = \int_0^\infty x^{y-1} e^{-x} dx$$

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^\infty p(x) dx &= \frac{c^b}{\Gamma(b)} \int_0^\infty x^{b-1} e^{-cx} dx = \\ t = cx, dt &= c dx \\ &= \frac{c^b}{\Gamma(b)} \int_0^\infty (cx)^{b-1} e^{-cx} c dx = \\ &= \frac{1}{\Gamma(b)} \cdot \Gamma(b) = 1 \end{aligned}$$

- je porazdelitev

### 1.5.13 Porazdelitev $\chi^2(n)$

(hi-kvadrat),  $n \in \mathbb{N}$ ,  $n$  je število prostorskih stopenj

$$\chi^2(n) = \Gamma\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right)$$
$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0 \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

### 1.5.14 Cauchyjeva porazdelitev

$$p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad x \in \mathbb{R}$$

$$F(x) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{dt}{1+t^2} = \frac{1}{\pi} \arctan t \Big|_{-\infty}^x =$$
$$= \frac{1}{\pi} \arctan x - \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{2} = \frac{1}{\pi} \arctan x + \frac{1}{2}$$

*Primer.* Slučajna spremenljivka, ki ni niti zvezno niti diskretno porazdeljena. Vržemo kovanec, če pade grb, postavimo  $X = 1$ , če pade cifra, pa naj bo  $X$  slučajno izbrano število na  $[0, 2]$ . Izračunamo porazdelitveno funkcijo:

$$F(x) = P(X \leq x) \stackrel{x \in [0,2]}{=} P(\text{grb}) \cdot P(X \leq x \mid \text{grb}) + P(\text{cifra}) \cdot P(X \leq x \mid \text{cifra})$$

Če je  $0 \leq x \leq 1$ , potem je

$$F(x) = \frac{1}{2} \cdot 0 + \frac{1}{2} \cdot \frac{x}{2} = \frac{x}{4}$$

Če je  $1 \leq x \leq 2$ , potem je

$$F(x) = \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} \cdot \frac{x}{2} = \frac{1}{2} + \frac{x}{4}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{če } x \leq 0 \\ \frac{x}{4} & \text{če } 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{2} + \frac{x}{4} & \text{če } 1 \leq x \leq 2 \\ 1 & \text{če } x \geq 2 \end{cases}$$

Ker  $F$  ni zvezna funkcija,  $X$  ni zvezno porazdeljena

Ker  $F$  ni odsekoma konstantna,  $X$  ni diskretno porazdeljena

## 1.6 Slučajni vektorji

**Definicija 1.16** (Slučajni vektor). Naj bo  $(\Omega, \Phi, P)$  verjetnostni prostor. Slučajni vektor je  $n$ -terica slučajnih spremenljivk  $x = (x_1 \cdots x_n) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  z lastnostjo, da je množica

$$(X_1 \leq x_1 \cdots X_n \leq x_n) := \{\omega \in \Omega : X_1(\omega) \leq x_1 \cdots X_n(\omega) \leq x_n\}$$

dogodek za vse  $n$ -terice  $x = (x_1 \cdots x_n)$ , se pravi v  $\Phi$  za  $\forall x = (x_1 \cdots x_n) \in \mathbb{R}^n$

**Definicija 1.17** (Porazdelitvena funkcija). Porazdelitvena funkcija slučajnega vektorja  $X = (X_1 \cdots X_n)$  je funkcija, definirana z

$$F_X(x) = F_{(X_1 \cdots X_n)}(x_1 \cdots x_n) := P(X_1 \leq x_1 \cdots X_n \leq x_n)$$

Torej  $F_X : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$

$F_X$  ima podobne lastnosti kot v primeru  $n = 1$

Očitno je  $0 \leq F_X(x) \leq 1$  za  $\forall x \in \mathbb{R}^n$ , glede na vsako spremenljivko je  $F_X$  naraščajoča in z desne zvezna, velja še:

$$\lim_{\substack{x_1 \rightarrow \infty \\ \vdots \\ x_n \rightarrow \infty}} F_{(X_1 \cdots X_n)}(x_1 \cdots x_n) = 1$$

**Definicija 1.18** (Robna porazdelitev). Če pošljemo v  $\infty$  samo nekatere spremenljivke, dobimo porazdelitveno funkcijo slučajnega podvektorja, npr.

$$\lim_{\substack{x_2 \rightarrow \infty \\ \vdots \\ x_n \rightarrow \infty}} F_{(X_1 \cdots X_n)}(x_1 \cdots x_n) = F_{X_1}(x_1)$$

ali pa

$$\lim_{x_n \rightarrow \infty} F_{(X_1 \dots X_n)}(x_1 \dots x_n) = F_{X_1 \dots X_{n-1}}(x_1 \dots x_{n-1})$$

Takim porazdelitvam rečemo robne (marginalne) porazdelitve

Oglejmo si dvorazsežni primer ( $n = 2$ ):

$$(X, Y) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$$

za  $\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$  je

$$(X \leq x, Y \leq y) := \{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x, Y(\omega) \leq y\}$$

dogodek

Porazdelitvena funkcija  $F_{(X,Y)} : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$  je definirana z

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &:= P(X \leq x, Y \leq y) \\ \lim_{x \rightarrow \infty} F_{(X,Y)}(x, y) &= P(Y \leq y) = F_Y(y) \\ \lim_{y \rightarrow \infty} F_{(X,Y)}(x, y) &= P(X \leq x) = F_X(x) \end{aligned}$$

Izrazimo  $P(a < X \leq b, c < Y \leq d)$  s porazdelitveno funkcijo  $F(X, Y) = F$ .

To bo posplošitev formule

$$P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$$

ki smo jo imeli v primeru  $n = 1$

$(X, Y) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$  slučajni vektor

$$F_{(X,Y)}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = P((x, y) \in (-\infty, x] \times (-\infty, y])$$

Izrazimo z  $F_{(X,Y)} = F$  verjetnost  $P(a < X < b, c < Y < d)$ . To bo posplošitev formule  $P(a < X < b) = F_X(b) - F_X(a)$

Najprej vzemimo posebni primer:

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b, Y \leq d) &= P((X \leq b, Y \leq d) \setminus (X \leq a, Y \leq d)) = \\ &= P(X \leq b, Y \leq d) - P(X \leq a, Y \leq d) = F(b, d) - F(a, b) \end{aligned}$$

V splošnem primeru pa imamo

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b, c < Y \leq d) &= P((a < X \leq b, Y \leq d) \setminus (a < X \leq b, Y \leq c)) = \\ &= P(a < X \leq b, Y \leq d) - P(a < X \leq b, Y \leq c) = \\ &\stackrel{\text{fiks. } Y}{=} (F(b, d) - F(a, d)) - (F(b, c) - F(a, c)) \end{aligned}$$

Torej je

$$P(a < X \leq b, c < Y \leq d) = F(b, d) - F(a, d) - F(b, c) + F(a, c)$$

Najpomembnejša razreda večrazsežnih porazdelitev sta

### 1.6.1 Diskretne porazdelitve

**Definicija 1.19.** Slučajni vektor  $X = (X_1 \cdots X_n) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  je diskretno porazdeljen, če je njegova zaloga vrednosti končna/števna množica točk v  $\mathbb{R}^n$ . Omejimo se na  $n = 2 : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$ .

Naj bo  $\{x_1, x_2 \cdots\}$  zaloga vrednosti slučajne spremenljivke  $X$  in  $\{y_1, y_2 \cdots\}$  zaloga vrednosti slučajne spremenljivke  $Y$ . Potem je zaloga vrednosti vektorja  $(X, Y)$  vsebovana v  $\{(x_i, y_i) : i = 1, 2 \cdots j = 1, 2 \cdots\}$ .

Definiramo verjetnostno funkcijo  $p_{ij} := P(X = x_i, Y = y_j) i = 1, 2 \cdots j = 1, 2 \cdots$

Ker je  $\{(X = x_i, Y = y_j)\}_{ij}$  popoln sistem dogodkov, je  $\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \cdots \\ p_1 & p_2 & \cdots \end{pmatrix}$$

$$p_i = P(X = x_i) = P(\cup_j (X = x_i, Y = y_j)) = \sum_j P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_j p_{ij} \quad i = 1, 2 \cdots$$

$$\text{če je } Y : \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & \cdots \\ q_1 & q_2 & \cdots \end{pmatrix}, \text{ je}$$

$$q_j = P(Y = y_j) = P(\cup_i (X = x_i, Y = y_j)) = \sum_i P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_i p_{ij} \quad j = 1, 2 \cdots$$

*Primer.* Met dveh kock:  $X$  število pik na 1. kocki,  $Y$  na 2.

### 1.6.2 Zvezne porazdelitve

**Definicija 1.20.** Slučajni vektor  $X = (X_1 \cdots X_n)$  je zvezno porazdeljen, če obstaja integrabilna funkcija  $p_X : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ , imenovana gostota porazdelitve, da je

$$F_X(x) = F_{(X_1 \cdots X_n)}(x_1 \cdots x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} dt_1 \int_{-\infty}^{x_2} dt_2 \cdots \int_{-\infty}^{x_n} p_X(t_1 \cdots t_n) dt_n \text{ za } \forall x = (x_1 \cdots x_n) \in \mathbb{R}^n$$

Ker je  $\lim_{x_1 \rightarrow \infty} F_X(x_1 \cdots x_n) = 1$ , je

$$\vdots \\ x_n \rightarrow \infty$$

$$\int \cdots \int_{\mathbb{R}^n} p_X(t_1 \cdots t_n) dt_1 \cdots dt_n = 1$$

Za vsako Borelovo množico  $A \subseteq \mathbb{R}^n$  (najmanjša  $\sigma$ -algebra z vsemi odprtimi pravokotniki) je

$$P(X \in A) \equiv P((x_1 \cdots x_n) \in A) = \int \cdots \int_A p_X(t_1 \cdots t_n) dt_1 \cdots dt_n$$

Omejimo se na  $n = 2$ :  $F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x du \int_{-\infty}^y p_{(X,Y)}(u, v) dv$

Robni porazdelitvi sta:

$$\begin{aligned} F_X(x) &= \lim_{y \rightarrow \infty} F_{(X,Y)}(x, y) = \text{(brez utemeljevanja)} \\ &= \int_{-\infty}^x du \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(u, v) dv \end{aligned}$$

ki ima gostoto

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, y) dy$$

in

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \lim_{x \rightarrow \infty} F_{(X,Y)}(x, y) = \\ &= \int_{-\infty}^y dv \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(u, v) du \end{aligned}$$

ki ima gostoto

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x,y)dx$$

(ekvivalentno vsoti v diskretnem primeru).

Najpomembnejša dvorazsežna zvezna porazdelitev je normalna:

$$N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho), \mu_x, \mu_y \in \mathbb{R}, \sigma_x, \sigma_y > 0, \rho \in (-1, 1)$$

$$p(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}((\frac{x-\mu_x}{\sigma_x})^2 - 2\rho\frac{x-\mu_x}{\sigma_x}\frac{y-\mu_y}{\sigma_y} + (\frac{y-\mu_y}{\sigma_y})^2)}$$

$(\mu_x, \mu_y)$  premik,  $(\sigma_x, \sigma_y)$  razteg

$$N(0, 0, 1, 1, \rho) : p(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(x^2 - 2\rho xy + y^2)}$$

Nivojnice, izohipse se:  $x^2 - 2\rho xy + y^2 = c$

- $\rho = 0$ : krožnica
- $\rho \in (-1, 1)$ : elipsa

Robni porazdelitvi sta

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y)dy = \dots = \frac{1}{\sigma_x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu_x}{\sigma_x})^2}$$

torej  $X \sim N(\mu_x, \sigma_x)$ . Podobno  $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y)$

*Primer.* Krvni tlak,  $X$  je sistolični,  $Y$  je diastolični krvni tlak  
 $\mu_x = 120, \mu_y = 75, \rho \doteq 0.7$

Dvorazsežna normalna porazdelitev je poseben primer večrazsežne normalne porazdelitve  $N(\mu, A)$ , kjer je  $\mu = (\mu_1 \cdots \mu_n)^T$  in  $A$  pozitivno definitna matrika.

Gostota v točki  $x = (x_1 \cdots x_n)^T$  je

$$p(X) = \sqrt{\frac{\det A}{(2\pi)^n}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T A (x-\mu)}$$

$$(x - \mu)^T A (x - \mu) = \langle A(x - \mu), x - \mu \rangle$$

Za dokaz enakosti

$$\int \cdots_{\mathbb{R}^n} \int p(x) dx_1 \cdots dx_n = 1$$

izračunajmo integral

$$\int \cdots_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T A(x-\mu)} dx_1 \cdots dx_n = \sqrt{\frac{(2\pi)^n}{\det A}}$$

$N(\mu, A)$ ,  $\mu \in \mathbb{R}^n$ ,  $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$  pozitivna definitna matrika, t.j. sebi adjungirana matrika, za katero velja

$$x^T A x = \langle Ax, x \rangle > 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}^n \setminus \{0^n\}$$

V točki  $x = (x_1 \cdots x_n)^T$  je

$$p(x) = \sqrt{\frac{\det A}{(2\pi)^n}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T A(x-\mu)}$$

Izračunajmo integral

$$\begin{aligned} & \int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T A(x-\mu)} dx = \\ & y = x - \mu \implies dy = dx \\ & = \int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}y^T A y} dy \end{aligned}$$

Ker je  $A$  pozitivna definitna matrika, obstaja ortogonalna matrika  $U$  in diagonalna matrika  $D = \text{diag}(\lambda_1 \cdots \lambda_n)$ , da je  $A = U^T D U$



$$\begin{aligned}
&= \int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}y^T U^T D U y} dy = \\
&z = U y, y = U^T z, dy = |\det U^T| dz = dz \\
&= \int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}z^T D z} dz = \\
&= \int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int e^{-\frac{1}{2}(\lambda_1 z_1^2 + \cdots + \lambda_n z_n^2)} dz_1 \cdots dz_n = \\
&= \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}\lambda_1 z_1^2} dz_1 \cdots \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}\lambda_n z_n^2} dz_n =
\end{aligned}$$

Ker je  $\int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}\lambda z^2} dz = \sqrt{\frac{2\pi}{\lambda}}$  -  $z \in \mathbb{R}$  - s pomočjo  $\Gamma$  funkcije, Bronsterin, sledi iz

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} = \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x}{\sigma})^2} dx = 1$$

Gostota za  $N(0, \sigma)$ ,  $\lambda := \frac{1}{\sigma^2}$ ,  $\sigma = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$

$$= \sqrt{\frac{2\pi}{\lambda_1}} \cdots \sqrt{\frac{2\pi}{\lambda_n}} = \sqrt{\frac{(2\pi)^n}{\det A}}$$

Torej je  $\int \underbrace{\cdots}_{\mathbb{R}^n} \int p(x) dx = 1$

Dvoražšnji primer je posebni primer

$$\begin{aligned}
A &= \frac{1}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_x^2} & -\frac{\rho}{\sigma_x \sigma_y} \\ -\frac{\rho}{\sigma_x \sigma_y} & \frac{1}{\sigma_y^2} \end{bmatrix}, \mu = \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix} \\
\det A &= \frac{1}{1 - \rho^2} \left( \frac{1}{\sigma_x^2 \sigma_y^2} - \frac{\rho^2}{\sigma_x^2 \sigma_y^2} \right) \stackrel{?}{=} \frac{1}{\sigma_x^2 \sigma_y^2}
\end{aligned}$$

$K = A^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \rho \sigma_x \sigma_y \\ -\rho \sigma_x \sigma_y & \sigma_y^2 \end{bmatrix}$  kovariančna matrika (slučajnemu vektorju  $X, Y$ )

## 1.7 Neovdisnost slučajnih spremenljivk

**Definicija 1.21** (Neodvisnost). Slučajne spremenljivke  $x_1, x_2 \dots x_n$  v slučajnem vektorju  $x = (x_1 \dots x_n)$  so neodvisne, če je

$$F_X(x_1 \dots x_n) = F_{X_1}(x_1) \dots F_{X_n}(x_n) \text{ za } \forall x \in \mathbb{R}^n$$

oziroma

$$P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2 \dots X_n \leq x_n) = P(X_1 \leq x_1) \dots P(X_n \leq x_n)$$

oziroma dogodki  $(X_1 \leq x_1) \dots (X_n \leq x_n)$  so neodvisni

Oglejmo si dvorazsežni diskretni primer

**Trditev 1.22.** Naj bo  $(X, Y)$  diskretno porazdeljen vektor:

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j), p_i = P(X = x_i), q_j = P(Y = y_j)$$

Potem sta  $X$  in  $Y$  neodvisni  $\iff p_{ij} = p_i \cdot q_j \forall i, j$

*Dokaz.*  $F \equiv F_{(X,Y)}$  porazdelitvena funkcija vektorja  $(x, y)$   
( $\Rightarrow$ )

$$\begin{aligned} p_{ij} &\stackrel{\text{def}}{=} P(X = x_i, Y = y_j) = \lim_{h \rightarrow 0} P(x_i - h < X \leq x_i, y_j - h < Y \leq y_j) = \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} (F_X(x_i)F_Y(y_j) - F_X(x_i - h)F_Y(y_j) - F_X(x_i)F_Y(y_j - h) - F_X(x_i - h)F_Y(y_j - h)) = \\ &\stackrel{\text{neodv.}}{=} \lim_{h \rightarrow 0} (F_X(x_i) - F_X(x_i - h))(F_Y(y_j) - F_Y(y_j - h)) = \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} P(x_i - h < X \leq x_i) \cdot P(y_j - h < Y \leq y_j) = \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} P(x_i - h < X \leq x_i) \cdot \lim_{h \rightarrow 0} P(y_j - h < Y \leq y_j) = \\ &= P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j) = p_i \cdot q_j \end{aligned}$$

( $\Leftarrow$ )

$$\begin{aligned}
F_{(X,Y)}(x,y) &= P(X \leq x, Y \leq y) = P(\cup_{i:x_i \leq x} \cup_{j:y_j \leq y} (X = x_i, Y = y_j)) = \\
&\stackrel{\text{disjunktni}}{=} \sum_{i:x_i \leq x} \sum_{j:y_j \leq y} P(X = x_i, Y = y_j) = \\
&\stackrel{\text{predpostavka}}{=} \sum_{i:x_i \leq x} \sum_{j:y_j \leq y} p_i q_j = \\
&= (\sum_{i:x_i \leq x} p_i) (\sum_{j:y_j \leq y} q_j) = \\
&= P(X \leq x) \cdot P(Y \leq y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)
\end{aligned}$$

■

Torej sta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki

**Trditev 1.23.** Naj bo  $(X, Y)$  zvezno porazdeljen slučajni vektore z gostoto  $p(x, y)$ . Potem sta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki  $\iff p_{(X,Y)}(x, y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$  za (skoraj) vse  $x, y \in \mathbb{R}$

*Dokaz.* (ideja):  $X$  in  $Y$  sta neodvisni, če  $F_{(X,Y)}(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y) \forall x, y \in \mathbb{R}$ . Če parcialno odvajamo po  $x$  in po  $y$ , dobimo  $p_{(X,Y)}(x, y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$ . Obratno dobimo z integriranjem po  $x$  in po  $y$  ■

*Primer.*  $(X, Y) \sim N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho)$ . Tedaj je

$$\begin{aligned}
&X \sim N(\mu_x, \sigma), Y \sim N(\mu_y, \sigma_y) \\
&X \text{ in } Y \text{ sta neodvisni} \iff \rho = 0 \\
&p_{(X,Y)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y} e^{-\frac{1}{2}((\frac{x-\mu_x}{\sigma_x})^2 + (\frac{y-\mu_y}{\sigma_y})^2)} = \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu_x}{\sigma_x})^2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} e^{-\frac{1}{2}(\frac{y-\mu_y}{\sigma_y})^2} = p_X(x) \cdot p_Y(y)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&N(0, 0, 1, 1, \rho) : x^2 - 2\rho xy + y^2 = c - \text{ovojnica} \\
&\rho = 0 : x^2 + y^2 = c - \text{krožnica}
\end{aligned}$$

**Trditev 1.24.** Naj bo  $(X, Y)$  zvezno porazdeljen slučajni vektor. Potem sta  $X$  in  $Y$  neodvisni  $\iff p_{(X,Y)}(x, y) = f(x) \cdot g(y)$  za neki integrabilni funkciji  $f$  in  $g$

*Dokaz.*  $(\Rightarrow)$  jasno na zadnji trditvi  
 $(\Leftarrow)$

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x,y)dy \stackrel{\text{predpostavka}}{=} f(x) \int_{-\infty}^{\infty} g(y)dy \text{ in}$$

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x,y)dx \stackrel{\text{predpostavka}}{=} g(y) \int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx$$

Ker je  $\iint_{\mathbb{R}^2} p_{(X,Y)}(x,y)dxdy = 1$ , je

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx \cdot \int_{-\infty}^{\infty} g(y)dy = 1 \text{ predpostavka}$$

Zato je  $p_X(x) \cdot p_Y(y) = f(x) \cdot g(y) = p_{(X,Y)}(x,y)$ , kar pomeni neodvisnost po prejšnji trditvi ■

**Izrek 1.25.** Slučajni spremenljivki  $X$  in  $Y$  sta neodvisni  $\iff$  za vsaki Borelovi množici  $A, B \subseteq \mathbb{R}$  velja

$$P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B)$$

t.j. dogodka  $(X \in A)$  in  $(Y \in B)$  sta neodvisna  
 (Borelova  $\sigma$ -algebra: najmanjša  $\sigma$ -algebra z odprtimi množicami)

*Dokaz.*  $(\Leftarrow)$

$$\begin{aligned} A &= (-\infty, x], B = (-\infty, y] \\ P(X \leq x, Y \leq y) &= P(X \in (-\infty, x], Y \in (-\infty, y]) = \\ &= P(x \in (-\infty, x]) \cdot P(Y \in (-\infty, y]) = P(X \leq x)P(Y \leq y) \\ &\implies F_{(X,Y)}(x,y) = F_X(x) \cdot F_Y(y) \end{aligned}$$

$(\Rightarrow)$  izpustimo ■

## 1.8 Funkcije slučajnih spremenljivk in slučajnih vektorjev

Naj bo  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  slučajna spremenljivka in  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  zvezna. Potem je  $Y := f \circ X : \omega \rightarrow \mathbb{R}$  tudi slučajna spremenljivka.

$f \circ X = f(X)$   
saj je množica

$$\begin{aligned}(Y \leq y) &\equiv \{\omega \in \Omega : f(X(\omega)) \leq y\} = \\ &= \{\omega \in \Omega : f(X(\omega)) \in (-\infty, y]\} = \\ &= \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in f^{-1}((-\infty, y])\} = \\ &= \{X \in f^{-1}((-\infty, y])\}\end{aligned}$$

dogodek, ker je  $f^{-1}((-\infty, y])$  zaprta množica, torej Borelova.  
 $y$  je funkcija slučajne spremenljivke  $X$ .

Naj bo  $f$  strogo naraščajoča funkcija z zalogo vrednosti  $(a, b)$ , kjer je  $-\infty \leq a < b \leq \infty$

Vzemimo  $y \in (a, b)$ . Potem je

$$\begin{aligned}F_Y(y) &\stackrel{\text{def}}{=} P(Y \leq y) = P(f \circ X \leq y) = \\ &\text{f naraščajoča} \rightarrow \text{obrnjljiva} \\ &= P(X \leq f^{-1}(y)) = F_X(f^{-1}(y))\end{aligned}$$

kjer je  $f^{-1} : (a, b) \rightarrow \mathbb{R}$  inverzna funkcija k funkciji  $f$

če je  $y \geq b$  je  $F_Y(y) = 1$

če je  $y \leq a$  je  $F_Y(y) = 0$

Če je še  $f$  zvezno odvedljiva in  $X$  zvezno porazdeljena slučajna spremenljivka, potem je  $y$  tudi zvezno porazdeljena z gostoto  $\Phi$

$$\Phi_Y(y) = F'_Y(y) = F'_X(f^{-1}(y)) \cdot (f^{-1}(y))'$$

za  $y \in (a, b)$ , če je  $y \notin (a, b)$ , je  $p_Y(y) = 0$

Podobno ravnamo v primeru, ko je  $f$  strogo padajoča  $((a, b)$  zaloga vrednosti)

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(f \circ X \leq y) = P(X \geq f^{-1}(y)) = \\ = 1 - P(X \leq f^{-1}(y)) = 1 - F_X(f^{-1}(y)-)$$

*Primer.*  $X \sim N(0, 1)$ ,  $f(x) = kx + n$ ,  $k \neq 0$ ,  $n \in \mathbb{R}$   
Vzemimo, da je  $k > 0$ . Definiramo  $Y = f(X)$ . Tedaj je

$$p_Y(y) = p_X\left(\frac{y-n}{k}\right) \cdot \frac{1}{k}$$

po formuli (prej).

$$y = kx + n \implies x = \frac{y-n}{k} = f^{-1}(y)$$

To je enako

$$p_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-n}{k}\right)^2} \frac{1}{k}$$

torej je  $Y \sim N(n, k)$

Če je  $k < 0$ , potem je  $p_Y(y) = p_X\left(\frac{y-n}{k}\right) \cdot \frac{1}{-k}$ , torej za poljuben  $k \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$  je  $Y \sim N(n, |k|)$

*Primer.*  $X \sim N(0, 1)$ ,  $f(x) = x^2$ . Tedaj ima  $Y = f(X) = X^2$  porazdelitveno funkcijo

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = 0$$

za  $y \leq 0$  in

$$F_Y(y) = P(|X| \leq \sqrt{y}) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}) = \\ = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \stackrel{\text{soda}}{\text{under}} = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\sqrt{y}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

za  $y \geq 0$

Gostota za  $Y$  pa je

$$p_Y(y) = F'_Y(y) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\sqrt{y})^2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y}{2}}$$

kar je  $\chi^2(1)$ , saj je

$$\chi^2(n) : p_X(x) = \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}$$

za  $x > 0$ , sicer  $p_X(x) = 0$

**Trditev 1.26.** Če sta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki,  $f$  in  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  zvezni funkciji, potem sta tudi  $U = f(X)$  in  $V = g(Y)$  neodvisni slučajni spremenljivki

*Dokaz.*

$$F_{(U,V)}(u,v) = P(f(x) \leq u, g(y) \leq v) = P(X \in f^{-1}((-\infty, u]), Y \in g^{-1}((-\infty, v])) =$$

$$f^{-1}((-\infty, u]) \text{ in } g^{-1}((-\infty, v]) \text{ zaprti} \implies \text{Borelovi}$$

$$\stackrel{\text{Borelov izrek}}{=} P(X \in f^{-1}((-\infty, u])) \cdot P(Y \in g^{-1}((-\infty, v])) =$$

$$= P(f(X) \leq u) \cdot P(g(Y) \leq v) = F_U(u) \cdot F_V(v) \quad \forall u, v \in \mathbb{R}$$

■

**Izrek 1.27.** Naj bo  $X = (X_1 \cdots X_n) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  slučajni vektor in  $f = (f_1 \cdots f_m) : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^m$  zvezna preslikava. Potem je  $Y = f \circ X \equiv f(X) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^m$  tudi slučajni vektor (brez dokaza).

$Y$  je funkcija slučajnega vektorja  $X$  in ima  $m$  komponent  $Y = (Y_1 \cdots Y_m)$ . Porazdelitvena funkcija za  $Y_j$ , ( $j = 1, 2 \cdots m$ ) je

$$F_{Y_j}(y) = P(f_i(x_1 \cdots x_n) \leq y) = P((x_1 \cdots x_n) \in f_j^{-1}((-\infty, y])) \text{ množica v } \mathbb{R}^n$$

Če je  $X = (X_1 \cdots X_n)$  zvezno porazdeljena, je torej

$$F_{Y_j}(y) = \int \underbrace{\cdots}_{f^{-1}((-\infty, y])} \int p_X(x_1 \cdots x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

Primer.  $n = 2, m = 1, (x, y) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$  zvezno porazdeljen

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(f(x, y) \leq z) = P((X, Y) \in f^{-1}((-\infty, z])) = \\ &= \iint_{x+y \leq z} p_{(X,Y)}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-\infty}^{z-x} p_{(X,Y)}(x, y) dy \end{aligned}$$

od tod sledi, da je gostota slučajne spremenljivke  $Z$

$$p_Z(z) = F'_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, z-x) dx$$

Če sta še  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki, potem je

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) \cdot p_Y(z-x) dx - \text{konvolucija funkcij } p_X \text{ in } p_Y$$

Vzemimo posebni primer  $X \sim \chi^2(m), Y \sim \chi^2(n)$ , torej

$$p_X(x) = \frac{1}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma(\frac{m}{2})} x^{\frac{m}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} \text{ za } x > 0 \text{ in } 0 \text{ sicer}$$

za  $p_Y(y)$  podobno.

Po zadnji formuli je  $p_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) \cdot p_Y(z-x) dx = 0$  za  $z \leq 0$ , sicer je za  $z > 0$

$$\begin{aligned} p_Z(z) &= \frac{1}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma(\frac{m}{2}) 2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} e^{-\frac{z}{2}} \int_0^z x^{\frac{m}{2}-1} (z-x)^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} e^{-\frac{z-x}{2}} dx = \\ &= \frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}} \Gamma(\frac{m}{2}) \Gamma(\frac{n}{2})} e^{-\frac{z}{2}} \int_0^z x^{\frac{m}{2}-1} (z-x)^{\frac{n}{2}-1} dx = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} B(p, q) &= \int_0^1 t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt \\ x &= tz \quad dx = z dt \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}} \Gamma(\frac{m}{2}) \Gamma(\frac{n}{2})} e^{-\frac{z}{2}} z^{\frac{m}{2}-1+\frac{n}{2}-1+1} \int_0^1 t^{\frac{m}{2}-1} (1-t)^{\frac{n}{2}-1} dt =$$



$$\begin{aligned}
B(p, q) &= \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)} \\
&\rightarrow B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right) = \frac{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})}{\Gamma(\frac{m+n}{2})} \\
&= \frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}}\Gamma(\frac{m+n}{2})} e^{-\frac{z}{2}} z^{\frac{m+n}{2}-1}
\end{aligned}$$

Torej  $X + Y \sim \chi^2(m+n)$

Dokazali smo

**Trditev 1.28.** Naj bosta neodvisni slučajni spremenljivki  $X \sim \chi^2(m)$ ,  $Y \sim \chi^2(n)$ . Potem je  $X + Y \sim \chi^2(m+n)$

**Posledica 1.29.** Če so  $X_1, X_2, \dots, X_n$  neodvisne slučajne spremenljivke, porazdeljene  $N(0, 1)$ , potem je  $Y := X_1^2 + \dots + X_n^2$  porazdeljena po  $\chi^2(n)$

*Dokaz.* Vemo, da je  $X_i^2 \sim \chi^2(1)$  in da so  $X_1^2, \dots, X_n^2$  neodvisne spremenljivke. Potem je po trditvi + indukciji  $Y \sim \chi^2(1 + \dots + 1) = \chi^2(n)$  ■

Oglejmo si transformacijo  $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2, (x, y) \rightarrow (u, v)$ , ki preslika zvezno porazdeljen slučajni vektor  $(x, y)$  v zvezno porazdeljen slučajni vektor  $(u, v)$ , torej  $U = u(x, y), V = v(x, y)$

Označimo še  $A_{u,v} = (-\infty, u] \times (-\infty, v]$

Potem je

$$F_{(U,V)}(u, v) = \iint_{A_{u,v}} p_{(U,V)}(s, t) ds dt$$

Pot drugi strani pa je

$$F_{(U,V)}(u, v) = P((U, V) \in A_{u,v}) = P((X, Y) \in f^{-1}(A_{u,v})) = \iint_{f^{-1}(A_{u,v})} p_{(X,Y)}(x, y) dx dy$$

Privzemimo še, da je  $f$  zvezno odvedljiva bijekcija. Potem je  $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2, (u, v) \rightarrow (x, y)$  tudi zvezno odvedljiva. Z zamenjavo spremenljivk  $x = X(u, v), y = Y(u, v)$  v zadnjem integralu dobimo

$$F_{(U,V)}(u, v) = \iint_{A_{u,v}} p_{(X,Y)}(x(s, t), y(s, t)) \cdot |J(s, t)| dx ds$$

kjer je

$$J(u, v) = \begin{bmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{bmatrix} (u, v)$$

Jacobijeva determinanta.

Zaradi 1.8 imamo torej  $p_{(U,V)}(u, v) = p_{(X,Y)}(x(u, v), y(u, v)) |J(u, v)|$

Oglejmo si poseben primer

*Primer.*  $U = X, V = v(x, y)$  oz  $X = U, Y = y(u, v)$

Tedaj je  $p_{(U,V)}(u, v) = p_{(X,Y)}(u, y(u, v)) \left| \frac{\partial y}{\partial v}(u, v) \right|$

Gostota spremenljivke  $V$  je  $\int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(u, y(u, v)) \left| \frac{\partial y}{\partial v}(u, v) \right| dv = p_V(v)$

Pišimo  $Z = V$ , torej je  $Y = y(x, z)$ , saj je  $U = X$

Potem prepišemo  $p_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(u, y(x, z)) \left| \frac{\partial y}{\partial z}(x, z) \right| dx$

*Primer.*

1.  $Z = X + Y \implies Y = Z - X$ , torej je  $y(x, z) = z - x$ ,  $\frac{\partial y}{\partial z}(x, z) = 1$

$$p_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, z - x) \cdot 1 dx$$

2.  $Z = X \cdot Y \implies Y = \frac{Z}{X}$ , torej je  $y(x, z) = \frac{z}{x}$ ,  $\frac{\partial y}{\partial z}(x, z) = \frac{1}{x}$

$$p_{X \cdot Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, \frac{z}{x}) \frac{1}{|x|} dx$$

Če sta še  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki, potem je

$$p_{X \cdot Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) \cdot p_Y\left(\frac{z}{x}\right) \cdot \frac{1}{|x|} dx$$

## 1.9 Matematično upanje oz. pričakovana vrednost

V primeru  $X : \begin{pmatrix} x_1 & \cdots & x_n \\ p_1 & \cdots & p_n \end{pmatrix}$  je matematično upanje oz. pričakovana vrednost vsota  $E(X) := \sum_{k=1}^n x_k \cdot p_k$

V posebnem primeru  $p_1 = \dots = p_n = \frac{1}{n}$  je  $E(X) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k = \frac{x_1 + \dots + x_n}{n}$  - povprečje števil  $x_1 \dots x_n$

expected value, expectation, mean value

Naj bo  $X$  diskretno porazdeljena slučajna spremenljivka z neskončno zalogo vrednosti:

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & x_3 & \dots \\ p_1 & p_2 & p_3 & \dots \end{pmatrix}$$

$X$  ima matematično upanje oz. pričakovano vrednost, če je  $\sum_{k=1}^{\infty} |x_k| p_k < \infty$ . Tedaj je matematično upanje definirano kot  $E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k \cdot p_k$ . Naj bo sedaj  $X$  zvezno porazdeljena slučajna spremenljivka z gostoto  $p_X$ . Potem ima  $X$  matematično upanje, če je  $\int_{-\infty}^{\infty} |x| \cdot p_X(x) dx < \infty$ . Tedaj je matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$  enako  $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_X(x) dx$

*Primer.*

$$1. X \sim Ber(p) \text{ oz. } X : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix} \quad q = 1 - p, E(X) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$$

$$2. X \sim Poi(\lambda), \text{ torej } p_k = P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k = 0, 1, \dots$$

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_k = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \cdot \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda$$

$$3. \text{ Enakomerna porazdelitev na } [a, b]$$

$$p(X) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{če } a \leq x \leq b \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

$$E(X) = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

$$4. X \sim N(\mu, \sigma)$$

$$E(X) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{-\infty}{\infty} x \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx =$$

$$\begin{aligned}
U = \frac{x - \mu}{\sigma} &\implies du = \frac{dx}{\sigma} \\
= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma u + \mu) e^{-\frac{1}{2}u^2} du &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sigma \int_{-\infty}^{\infty} u \cdot e^{-\frac{1}{2}u^2} du + \mu \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} u \cdot e^{-\frac{1}{2}u^2} du = \\
&\quad (1)
\end{aligned}$$

Ker je v predzadnjem koraku 1. funkcija (v integralu) liha, 2. pa je gostota porazdelitve  $N(0, 1)$

5. Cauchyjeva porazdelitev  $p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$   
Nima matematičnega upanja, saj je  $\int_{-\infty}^{\infty} |x| \cdot \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{x}{1+x^2} dx = \frac{1}{\pi} \ln(1+x^2) \Big|_0^{\infty} = \infty$
6.  $1 - \frac{1}{2} + \frac{1}{3} - \dots$  je pogojno konvergentna vrsta, t.j. konvergira, a ne absolutno

$$\begin{aligned}
X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots \end{pmatrix}, \sum_{k=1}^{\infty} x_k \cdot p_k &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^{k-1}}{k} \\
x_k \cdot p_k &= \frac{(-1)^{k-1}}{k} \\
\sum_{k=1}^{\infty} p_k &= 1 & p_k := \frac{1}{2^k} \text{ npr. ker je vsota } 1 \\
x_k &:= \frac{(-1)^{k-1}}{k} = 2^k
\end{aligned}$$

Ta porazdelitev nima matematičnega upanja, ker vrsta ne konvergira absolutno

**Trditev 1.30.** Naj bo  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  zvezna funkcija

- (a) Če je  $X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots \end{pmatrix}$   
potem je  $E(f \circ X) \equiv E(f(X)) = \sum_{k=1}^{\infty} f(x_k) \cdot p_k$  (če le to matematično upanje obstaja)
- (b) Če je  $X$  zvezno porazdeljena z gostoto  $p_X$ , potem je  $E(f \circ X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot p_X(x) dx$

*Dokaz.* (samo (a)):

$$f \circ X : \begin{pmatrix} f(x_1) & f(x_2) & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots \end{pmatrix}$$

npr če  $f(x_1) = f(x_3) \implies \begin{pmatrix} f(x_1) & f(x_2) & \cdots \\ p_1 + p_3 & p_2 & \cdots \end{pmatrix}$   
 $(E(f \circ X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_{f(X)}(x) dx = \cdots = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot p_X(x) dx$  - substitucija  
 $y = f(x)$  v integralu) ■

**Posledica 1.31.** Slučajna spremenljivka  $X$  ima matematično upanje  $\iff$   
 $X$  ima matematično upanje. Tedaj velja  $|E(X)| = E(|X|)$

*Dokaz.* (samo diskreten primer):

$$E(|X|) \stackrel{\text{trd. } f(x)=|x|}{=} \sum_i |x_i| \cdot p_i \geq \left| \sum_i x_i \cdot p_i \right| = |E(X)|$$

■

**Posledica 1.32.** Za  $\forall a \in \mathbb{R}$  in vsako slučajno spremenljivko  $X$  z matematičnim upanjem velja  $E(a \cdot X) = a \cdot E(X)$  (homogenost)

*Dokaz.*  $f(x) = a \cdot x$ , trditev (od prej) ■

Podobno kot zadnjo trditev se dokaže

**Trditev 1.33.** Naj bo  $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$  zvezna funkcija in  $(X, Y)$  slučajni vektor

- (a) Naj bo  $(X, Y)$  diskretno porazdeljen  $p_{ij} := P(X = x_i, Y = y_j)$ . Potem je  $E(f(X, Y)) = \sum_i \sum_j f(x_i, y_j) \cdot p_{ij}$  (če le vrsta (oz. končna vsota) absolutno konvergira)
- (b) Naj bo  $(X, Y)$  zvezno porazdeljen z gostoto  $p(X, Y)$ . Potem je  $E(f(X, Y)) = \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) p_{(X,Y)}(x, y) dy$  (če le integral absolutno konvergira)

**Posledica 1.34.** Če slučajni spremenljivki  $X$  in  $Y$  imata matematično upanje, potem ga ima tudi  $X + Y$  in velja  $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$  (aditivnost)

*Dokaz.* (samo zvezen primer):

$$\begin{aligned} E(X, Y) &\stackrel{f(x,y)=x+y}{=} \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-\infty}^{\infty} (x + y) p_{(X,Y)}(x, y) dy = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x dx \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, y) dy + \int_{-\infty}^{\infty} y dy \int_{-\infty}^{\infty} p_{(X,Y)}(x, y) dx = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x p_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy = E(X) + E(Y) \end{aligned}$$

■

**Posledica 1.35.** Za slučajne spremenljivke  $X_1 \cdots X_n$ , ki imajo matematično upanje, velja  $E(a_1 X_1 + \cdots + a_n X_n) = a_1 E(X_1) + \cdots + a_n E(X_n)$  z  $\forall a_1 \cdots a_n \in \mathbb{R}$

$$E(X + Y) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_{X+Y}(x) dx \stackrel{?}{=} E(X) + E(Y) \text{ ni očitno iz tega}$$

*Primer.* 1. Če ima  $X$  matematično upanje, potem  $E(X - E(X)) = E(X) - E(E(X)) = E(X) - E(X) = 0$

$$2. X_k \sim \text{Ber}(p), \text{ t.j. } X_k \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}, q = 1 - p$$

$$X = X_1 + \cdots + X_n \implies E(X) = E(X_1) + \cdots + E(X_n) = n \cdot p$$

Posebej to (v 2. zgledu) velja v primeru, ko so  $\{X_k\}_{i=1}^n$  neodvisne. To velja tudi za Bernoullijevo zaporedje ponovitev poskusa: opazujemo dogodek  $A$  s  $P(A) = p$ .  $X$  je frekvenca dogodka  $A$  v  $n$  ponovitvah poskusa. Potem je  $X \sim \text{Bin}(n, p)$  in  $X = X_1 + \cdots + X_n$ , kjer je  $(X_k = 1)$  dogodek, da se  $A$  zgodi v  $k$ -ti ponovitvi poskusa, sicer je  $(X_k = 0)$ . Po zgornjem je  $E(X) = n \cdot p$ . Do tega lahko pridemo tudi direktno:

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^n k \cdot p_k = \sum_{k=0}^n k \cdot \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \\ &= \sum_{k=1}^n k \cdot \frac{n}{k} \binom{n-1}{k-1} p^k q^{n-k} = np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} q^{n-k} \stackrel{j=k-1}{=} \\ &= np \left( \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} p^j q^{n-1-j} \right) = np(p+q)^{n-1} = np \end{aligned}$$

**Trditev 1.36** (Cauchy-Schwartzova neenakost). Če obstajata  $E(X^2)$  in  $E(Y^2)$ , potem obstaja tudi  $E(X, Y)$  in velja  $E(|X \cdot Y|) \leq \sqrt{E(X^2) \cdot E(Y^2)}$ . Enačaj velja samo v primeru  $|Y| = \sqrt{\frac{E(Y^2)}{E(X^2)}} |X|$  z verjetnostjo 1

*Dokaz.* Ker za nenegativna realna števila velja neenakost

$$u \cdot v \leq \frac{1}{2}(u^2 + v^2) \iff (u - v)^2 \geq 0$$

za nenegativni slučajni spremenljivki  $U$  in  $V$  velja neenakost

$$U \cdot V \leq \frac{1}{2}(U^2 + V^2)$$

Enakost velja samo v točkah  $\omega \in \Omega$ , za katere je  $U(\omega) = V(\omega)$   
 Če vstavimo  $U = a \cdot |X|$  in  $V = \frac{1}{a}|Y|$  za  $a > 0$ , dobimo  $|X \cdot Y| \leq \frac{1}{2}(a^2 Y^2 + \frac{1}{a^2} Y^2)$  in zato je

$$E(|X \cdot Y|) \leq \frac{1}{2}(a^2 E(X^2) + \frac{1}{a^2} E(Y^2)) \text{ za } \forall a > 0 \quad (2)$$

Če vstavimo  $a^2 = \sqrt{\frac{E(Y^2)}{E(X^2)}}$  na desni strani dobimo

$$\frac{1}{2}(\sqrt{E(Y^2) + E(X^2)} + \sqrt{E(X^2 + E(Y^2))}) = \sqrt{E(X^2) + E(Y^2)}$$

Torej je

$$E(|X \cdot Y|) \leq \sqrt{E(X^2) \cdot E(Y^2)}$$

Enakost v neenakosti velja  $\iff a|X| = \frac{1}{a}|Y|$ , torej  $|Y| = a^2|X| = \frac{E(Y^2)}{E(X^2)}|X|$  z verjetnostjo 1 ■

**Posledica 1.37.** Če obstaja  $E(X^2)$ , potem obstaja  $E(X)$  in velja  $(E(X))^2 \leq E(X^2)$

*Dokaz.*  $Y = 1$ , t.j.  $Y : \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \implies$

$$E(|X \cdot 1|) \leq \sqrt{E(X^2) \cdot 1^2} \quad (E(|X|))^2 \leq E(X^2)$$

■

**Trditev 1.38.** Naj bosta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki, ki imata matematični upanji. Potem ima matematično upanje tudi  $X \cdot Y$  in velja  $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y)$

*Dokaz.* (samo zvezem primer):

$$E(X \cdot Y) \stackrel{\text{trd}}{=} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot y \cdot p_{(X,Y)}(x,y) dx dy \stackrel{\text{neodvisnost}}{=} \iint_{\mathbb{R}} x \cdot y \cdot p_X(x) \cdot p_Y(y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} x p_X(x) dx \cdot \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy$$

■

**Definicija 1.39** (Nekoreliranost). Slučajni spremenljivki  $X$  in  $Y$  sta nekorrelirani, če velja  $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y)$ , sicer sta korelirani.

Po trditvi iz neodvisnosti sledi nekoreliranost. Obratno pa ne velja:

*Primer.*

$$U = \begin{pmatrix} 0 & \frac{\pi}{2} & \pi \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

$$X = \cos(U) : \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

$$Y = \sin(U) : \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

$$E(X) = 0, E(Y) = \frac{1}{3}$$

$$X \cdot Y = \sin(U) \cdot \cos(U) = 0 \implies E(X \cdot Y) = 0 \implies X \text{ in } Y \text{ sta nekorelirani slučajni spremenljivki}$$

X \ Y	0	1	$\Sigma$	$\implies$ nista neodvisni, npr
-1	$\frac{1}{3}$	0	$\frac{1}{3}$	
0	0	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	
-1	$\frac{1}{3}$	0	$\frac{1}{3}$	
$\Sigma$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	1	

$$\frac{1}{3} = P(X = 1, Y = 0) \neq P(X = 1) \cdot P(Y = 0) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3}$$

**Trditev 1.40.**  $X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 \\ p_1 & p_2 \end{pmatrix}, Y : \begin{pmatrix} y_1 & y_2 \\ q_1 & q_2 \end{pmatrix}$

Potem sta  $X$  in  $Y$  neodvisni  $\iff$  nekorelirani

$$\iff E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y)$$

## 1.10 Disperzija, kovarianco in korelacijski koeficient

**Definicija 1.41** (Disperzija). Naj obstaja  $E(X^2)$ . Disperzija oz. varianca slučajne spremenljivke  $X$  je  $D(X) \equiv \text{var}(X) := E((X - E(X))^2)$

Disperzija meri razpršenost slučajne spremenljivke  $X$  okoli  $E(X)$

Ker je  $E((X - E(X))^2) = E(X^2 - 2E(X)X + (E(X))^2) = E(X^2) - 2E(X)E(X) + (E(X))^2 = E(X^2) - (E(X))^2$ , je  $D(X) = E(X^2) - (E(X))^2$

Lastnosti disperzije:

- $D(X) \geq 0$  in  $D(X) = 0 \iff P(X = E(X)) = 1$ , t.j.  $X$  je izrojena slučajna spremenljivka
- $D(a \cdot X) = a^2 D(X)$   $a \in \mathbb{R}$
- $\forall a \in \mathbb{R}$  velja:  $E((X - a)^2) \geq D(X)$ . Enakost velja le v primeru  $a = E(X)$



*Dokaz.*

$$E((X - a)^2) = E(X^2 - 2aX + a^2) = E(X^2) - 2E(X)|a| + a^2 = (a - E(X))^2 + E(X^2) -$$

Enakost velja samo za  $a = E(X)$  ■

**Definicija 1.42** (Standardna deviacija). Standardna deviacija ali standardni odklon slučajne spremenljivke  $X$  je  $\sigma(X) := \sqrt{D(X)}$

Zanjo velja  $\sigma(aX) = |a| \cdot \sigma(X)$  za  $\forall a \in \mathbb{R}$

Primeri nekaterih  $E(X)$  in  $D(X)$

1. enakomerna diskretna porazdelitev:  $\begin{pmatrix} x_1 & \cdots & x_n \\ \frac{1}{n} & \cdots & \frac{1}{n} \end{pmatrix}$

$$E(X) = \frac{x_1 + \cdots + x_n}{n}, D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{x_1^2 + \cdots + x_n^2}{n} - \left(\frac{x_1 + \cdots + x_n}{n}\right)^2$$

2. Binomska porazdelitev  $Bin(n, p), n \in \mathbb{N}, p \in (0, 1), q = 1 - p$

$$E(X) = n \cdot p, D(X) = npq, \sigma(X) = \sqrt{npq}$$

3. Poissonova porazdelitev  $Poi(\lambda), \lambda > 0$

$$E(X) = \lambda, D(X) = \lambda$$

4. Geometrijska porazdelitev  $geo(p), p \in (0, 1), q = 1 - p$

$$E(X) = \frac{1}{p}, D(X) = \frac{q}{p^2}$$

5. Pascalova porazdelitev  $Pas(m, p), m \in \mathbb{N}, p \in (0, 1)$

$$E(X) = \frac{m}{p}, D(X) = \frac{mq}{p^2}$$

6. Enakomerna zvezna porazdelitev  $Ed$  na  $[a, b]$

$$E(X) = \frac{a+b}{2}, D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

7. Normalna porazdelitev  $N(\mu, \sigma)$

$$E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2, \sigma(X) = \sigma$$

8. Porazdelitev gama  $\gamma(b, c)$

$$E(X) = \frac{b}{c}, D(X) = \frac{b}{c^2}$$

9. Porazdelitev  $\chi^2(n) = \gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$

$$E(X) = n, D(X) = 2n$$

10. Eksponentna porazdelitev  $Exp(\lambda), \lambda > 0 = \gamma(1, \lambda)$

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}, D(X) = \frac{1}{\lambda^2}, \sigma(X) = \frac{1}{\lambda}$$

Preverimo, da je  $D(X) = \sigma^2$  za  $X \sim N(\mu, \sigma)$

$$D(X) = E((X - E(X))^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2} dx$$

$$t = \frac{x - \mu}{\sigma} \implies x - \mu = \sigma t, dx = \sigma dt$$

$$= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t^2 e^{-\frac{1}{2}t^2} dt =$$

$$u = t, dv = t \cdot e^{-\frac{1}{2}t^2}$$

$$du = dt, v = -e^{-\frac{1}{2}t^2}$$

$$\frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} (-te^{-\frac{1}{2}t^2} |_{-\infty}^{\infty}) + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} (0 + \sqrt{2\pi}) = \sigma^2$$

**Definicija 1.43** (Kovarianca). Kovarianca slučajnih spremenljivk  $K(X, Y) \equiv Cov(X, Y) := E((X - E(X))(Y - E(Y)))$

Ker je

$$E((X - E(X))(Y - E(Y))) = E(XY - E(Y)X - E(X)Y + E(X)E(Y)) = E(XY) - E(X)E(Y) - E(X)E(Y) + E(X)E(Y)$$

je  $cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

Lastnosti:

1.  $K(X, X) = D(X)$
2.  $K(X, Y) = 0 \iff X$  in  $Y$  sta neodvisni
3.  $K$  je simetrična in bilinearna funkcija:
  - $K(X, Y) = K(Y, X)$
  - $K(aX + bY, Z) = aK(X, Z) + bK(Y, Z) \forall a, b \in \mathbb{R}$
4. Če obstajata  $D(X)$  in  $D(Y)$ , potem obstaja tudi  $K(X, Y)$ . Tedaj velja  $|K(X, Y)| \leq \sqrt{D(X) \cdot D(Y)} = \sigma(X) \cdot \sigma(Y)$   
 To sledi iz Cauchy-Schwartzove neenakosti ( $|E(U \cdot V)| \leq \sqrt{E(U^2) \cdot E(V^2)}$ ) za slučajni spremenljivki  $X - E(X)$  in  $Y - E(Y)$ . Enačaj v neenakosti velja  $\iff Y - E(Y) \pm \frac{\sigma(Y)}{\sigma(X)}(X - E(X))$  z verjetnostjo 1
5. Če  $X$  in  $Y$  imata disperziji, potem jo ima tudi  $X+Y$  in velja  $D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2K(X, Y)$   
 če sta  $X$  in  $Y$  nekorelirani (posebej neodvisni), potem je  $D(X + Y) = D(X) + D(Y)$

*Dokaz.* Sledi iz enakosti

$$(X + Y - E(X + Y))^2 = ((X - E(X)) + (Y - E(Y)))^2 = (X - E(X))^2 + (Y - E(Y))^2 + 2(X - E(X))(Y - E(Y))$$

$$D(X + Y) = E((X - E(X))^2) + E((Y - E(Y))^2) + E(2(X - E(X))(Y - E(Y))) = D(X) + D(Y) + 2K(X, Y)$$

■

6. Posplošitev:  $D(X_1 + \dots + X_n) = D(X_1) + \dots + D(X_n) + 2 \sum_{i < j} K(X_i, X_j)$   
 Če so  $X_1 \dots X_n$  paroma nekorelirani (posebej neodvisni), potem je  $D(X_1 + \dots + X_n) = D(X_1) + \dots + D(X_n)$

*Primer.*  $\text{Bin}(n, p)$  je vsota  $X = X_1 + \dots + X_n$ , kjer je  $X_i \sim \text{Ber}(p)$ , t.j.

$X_i \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$ , ki so neodvisne

Zato je  $D(X) = D(X_1 + \dots + X_n) = n \cdot D(X_1) = n \cdot p \cdot q$ , saj je  $D(X_n) = E(X_n^2) - (E(X_n))^2 = p - p^2 = pq$

**Definicija 1.44** (Standardizacija slučajne spremenljivke). Standardizacija slučajne spremenljivke  $X$  je slučajna spremenljivka  $X_s = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)}$

Zanjo velja:

- $E(X_s) = 0$
- $D(X_s) = \frac{1}{\sigma(X)^2} \cdot D(X - E(X)) = \frac{1}{\sigma(X)^2} D(X) = 1$

Primer.

$$X \sim N(\mu, \sigma) \implies X_s = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)} = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

**Definicija 1.45** (Korelacijski koeficient). Korelacijski koeficient slučajnih spremenljivk  $X$  in  $Y$  je

$$r(X, Y) = \frac{K(X, Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)} = \frac{E((X - E(X))(Y - E(Y)))}{\sigma(X)\sigma(Y)} = E(X_s \cdot Y_s)$$

Lastnosti:

1.  $r(X, Y) = 0 \iff X$  in  $Y$  sta nekorelirani
2.  $r(X, Y) \in [-1, 1]$ , kar sledi iz lastnosti (4) za kovarianco
3.
  - $r(X, Y) = 1 \iff Y = \frac{\sigma(Y)}{\sigma(X)}(X - E(X)) + E(Y)$  z verjetnostjo 1
  - $r(X, Y) = -1 \iff Y = -\frac{\sigma(Y)}{\sigma(X)}(X - E(X)) + E(Y)$  z verjetnostjo 1

Tedaj imamo linearno zvezo med  $X$  in  $Y$

Primer.

$$(X, Y) \sim N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho) \quad \mu_x, \mu_y \in \mathbb{R}, \sigma_x, \sigma_y \in [0, \infty], \rho \in [-1, 1]$$

Trdimo, da je  $r(X, Y) = \rho$

$$(X_s, Y_s) \sim N(0, 0, 1, 1, \rho)$$

$$r(X, Y) = E(X_s \cdot Y_s) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \iint_{\mathbb{R}} xye^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(x^2-2\rho xy+y^2)} dx dy$$

$$\begin{aligned} x^2 - 2\rho xy + y^2 &= (x - \rho y)^2 + (1 - \rho^2)y^2 \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} ye^{-\frac{1}{2}y^2} dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi(1-\rho^2)}} \int_{-\infty}^{\infty} xe^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(x-\rho y)^2} dx = \\ &= E(N(\rho y, \sqrt{1-\rho^2})), \text{ ker je } p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} = \\ &= \rho \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{-\frac{1}{2}y^2} dy = \\ &= \left( \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{-\frac{1}{2}y^2} dy = D(N(0, 1)) = 1 \right) \implies = \rho \end{aligned}$$

Torej sta  $X$  in  $Y$  nekorelirani  $\overset{\text{v splošnem}}{\iff} \rho = 0 \overset{\text{ta primer}}{\iff} X, Y$  neodvisni

Kakšna je gostota, če je  $\rho$  blizu 1?  $\rho \uparrow 1 : \rho \downarrow -1$  :

gostota je skoraj skoncentrirana na neki premici, torej med  $X$  in  $Y$  obstaja skoraj linearna zveza

## 1.11 Pogojna porazdelitev in pogojno matematično upanje

Izberimo si dogodek  $B$  s  $P(B) > 0$

**Definicija 1.46.** Pogojna porazdelitvena funkcija slučajne spremenljivke  $X$  glede na  $B$  je  $F_X(X | B) := P(X \leq x | B) = \frac{P(X \leq x \wedge B)}{P(B)}$

Ima enake lastnosti kot porazdelitvena funkcija

A Diskreten primer

Naj bo  $(X, Y)$  diskretno porazdeljen slučajni vektor z verjetnostno funkcijo  $p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j), i, j = 1, 2, \dots$

Za pogoj  $B$  vzemimo  $B = (Y = y_j)$  pri nekem  $j$ , torej  $q_j = P(Y = y_j)$

Potem je pogojna porazdelitvena funkcija slučajne spremenljivke  $X$  glede  $F_X(X | Y = y) := \frac{P(X \leq x | Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{1}{q_j} \sum_{j: x_j \leq x} p_{ij}$

Če vpeljemo pogojno verjetnostno funkcije  $P_{i|j} = P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{p_{ij}}{q_j}$ ,  $F_X(X | Y = y_j) = \sum_{i: x_i \leq x} p_{i|j}$

Pogojno matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$  glede na  $Y = y_j$  je matematično upanje te porazdelitve:

$$E(X | Y = y_j) := \sum_i x_i \cdot p_{i|j} = \frac{1}{q_j} \sum_i x_j \cdot p_{ij}$$

Regresijska funkcija  $\ell(y_j) = \sum(X | Y = y_j)$ , ki je definirana na zalogi vrednoti slučajne spremenljivke  $Y$

Definirajmo novo slučajno spremenljivko  $E(X | Y) = \ell(y)$ , ki ji rečemo pogojno matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$  glede slučajne spremenljivke  $Y$

Ta ima shemo  $E(X | Y) = \begin{pmatrix} \ell(y_1) & \ell(y_2) & \dots \\ q_1 & q_2 & \dots \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} E(X | Y = y_1) & \dots \\ q_1 & \dots \end{pmatrix}$

Zanjo velja

$$E(X | Y) = \sum_j \ell(y_j) \cdot q_j = \sum_j \sum_i x_i \cdot p_{ij} = \sum_i x_i (\sum_j p_{ij}) = \sum_i x_i \cdot p_i = E(X)$$

kjer je  $p_i = P(X = x_i)$

Kaj dobimo, če sta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki?

Tedaj je  $p_{i|j} = \frac{p_{ij}}{q_j} = \frac{p_i \cdot q_j}{q_j} = p_i$  in  $\ell(y_j) = E(E(X | Y = y_j)) = \sum_i x_i \cdot p_{i|j} = \sum_i x_i \cdot p_i = E(X)$ , torej je regresijska funkcija kar konstanta  $E(X)$  oz. je  $E(X | Y)$  izrojena slučajna spremenljivka z vrednostjo  $E(X)$

*Primer.* Kokoš znese  $N$  jajc, kjer je  $N \sim Poi(\lambda)$  z  $\lambda > 0$ . Iz vsakega jajca se z verjetnostjo  $p \in (0, 1)$  izvali piščanec, neodvisno od drugih jajc. Naj bo  $K$  število piščancev Dolocino  $E(K | N), E(K) \text{ in } E(N | K)$

$$P(N = n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

$$P(K = k | N = n) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad k = 0, 1, \dots, n$$

$$\ell(n) = E(K | N = n) = E(\text{Bin}(n, p)) = n \cdot p$$

torej je  $E(K | N) = \ell(n) = p \cdot N$

$$E(K | N) = \begin{pmatrix} p \cdot 0 & p \cdot 1 & p \cdot 2 & \dots \\ P(N = 0) & P(N = 1) & P(N = 2) & \dots \end{pmatrix}$$

$$E(K) = E(E(K | N)) = E(p \cdot N) = p \cdot E(N) = p \cdot \lambda$$

$$\begin{aligned} P(K = k) &= \sum_{n=k}^{\infty} P(K = k | N = n) \cdot P(N = n) = \sum_{n=k}^{\infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} \cdot \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} = \\ &= \frac{1}{k!} e^{-\lambda} p^k \lambda^k \sum_{n=k}^{\infty} \frac{(qk)^{n-k}}{(n-k)!} = \frac{(p\lambda)^k}{k!} e^{-\lambda} e^{q\lambda} = \frac{(p\lambda)^k}{k!} e^{-p\lambda} \quad k = 0, 1, \dots, n \end{aligned}$$

Torej je  $K \sim Poi(p \cdot \lambda)$

$$\begin{aligned} P(N = n | K = k) &= \frac{P(N = n, K = k)}{P(K = k)} = \frac{P(K = k | N = n) \cdot P(N = n)}{P(K = k)} = \\ &= \frac{n! p^k q^{n-k}}{k!(n-k)!} \cdot \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \cdot \frac{pk! e^{p\lambda}}{(p\lambda)^k} = \frac{(q\lambda)^{n-k}}{(n-k)!} \cdot e^{-q\lambda} \quad n = k, k+1, \dots \end{aligned}$$

To je za  $k$  premaknjena Poissonova porazdelitev:  $k + Poi(q\lambda)$

Potem je  $\psi(k) = E(N | K = k) = E(k + Poi(q\lambda)) = k + q \cdot \lambda$  in zato je  $E(N | K) = \psi(k) = k \cdot q + \lambda$

Preizkus:  $E(E(N | K)) = E(k + q \cdot \lambda) = p\lambda + q\lambda = \lambda = E(N)$  (ok)

Regresijsko premico je vpeljal Golten (1822-1911)

## B Zvezni primer

Naj bo  $(X, Y)$  zvezno porazdeljen slučajni vektor z gostoto  $p_{(X,Y)}(x, y)$ .

Vzemimo  $B = (y < Y \leq y + k)$  za nek  $y \in \mathbb{R}, k > 0$ .

Potem je  $F_X(X \mid y < Y \leq y + k) = P(x \leq x \mid y < Y \leq y + k) = \frac{P(X \leq x, y < Y \leq y + k)}{P(y < Y \leq y + k)} = \frac{F_{(X,Y)}(x, y+k) - F_{(X,Y)}(x, y)}{F_Y(y+k) - F_Y(y)}$

Pogojna porazdelitvena funkcija slučajne spremenljivke  $X$  glede na dogodek  $(Y = y)$  je limita, če obstaja:

$$F_X(x \mid Y = y) = \lim_{h \downarrow 0} F_X(x \mid y < Y \leq y+h) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{F_{(X,Y)}(x, y+h) - F_{(X,Y)}(x, y)}{F_Y(y+h) - F_Y(y)}$$

Denimo sedaj, da sta  $p_{X,Y}$  in  $p_Y$  zvezni funkciji. Tedaj je  $F_X(X \mid Y = y) = \frac{\frac{\partial}{\partial y} F_{(X,Y)}(x, y)}{p_Y'(y)} = \frac{1}{p_Y(y)} \int_{-\infty}^x p_{(X,Y)}(x, v) dv$

Če vpeljemo pogojno gostoto  $p_X(x \mid Y = y) := \frac{p_{(X,Y)}(x, y)}{p_Y(y)}$ , je torej

$$F_{(X,Y)}(x \mid Y = y) = \int_{-\infty}^x p_X(u \mid y) du$$

Pogojno matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$  glede na dogodek  $(Y = y)$  je

$$E(X \mid Y = y) := \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_X(x \mid y) dx = \frac{1}{p_Y(y)} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x p_{(X,Y)}(x, y) dx$$

Vpeljimo regresijsko funkcijo  $l(y) := E(X \mid Y = y)$ , definirano na zalogi vrednosti slučajne spremenljivke  $Y$ . Tako dobimo novo slučajno spremenljivko  $E(X \mid Y) := l(y)$ : pogojno matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$  glede na slučajno spremenljivko  $Y$ .

Kot v diskretnem primeru se pokaže enakost  $E(E(X \mid Y)) = E(X)$

*Primer.*  $(X, Y) \sim N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho)$

Robna gostota za  $Y$  je  $N(\mu_y, \sigma_y)$

Zato je pogojna gostota

$$p_X(x \mid y) = \frac{p_{(X,Y)}(x, y)}{p_Y(y)} \stackrel{\text{D.N.}}{=} \frac{1}{\sigma_x \sqrt{(2\pi)(1-\rho^2)}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho)^2} \left(\frac{x-\mu_x}{\sigma_x} - \rho \frac{y-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2\right)$$

torej je  $N(\mu_x + \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \mu_y), \sigma_x \sqrt{1-\rho^2})$

Eksponent:  $\frac{1}{2(1-\rho^2)} \sigma_x^2 (x - (\mu_x + \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \mu_y)))^2$

$\implies l(y) = E(X \mid Y = y) = \mu_x + \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \mu_y) - 1.$  parameter

$= \alpha + \beta y : \beta = \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y}, \alpha = \mu_x - \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \cdot \mu_y$

Torej je  $E(x \mid y) = \alpha + \beta y$

*Primer.* Meritev onesnaženosti zraka

Slučajna spremenljivka  $X$  meri koncentracijo ogljikovih delcev (v  $\mu g/m^3$ ),

$Y$  pa koncentracijo ozona (v  $\mu l/l = ppm$ )

Podatki kažejo, da ima  $(X, Y)$  približno dvorazsežno normalno porazdelitev,  $\mu_x = 10.7, \sigma_x^2 = 29, \mu_y = 0.1, \sigma_y^2 = 0.02, \rho = 0.72$

Koncentracija ozona je škodljiva zdravju, če je  $\geq 0.3$

Denimo, da naprava za merjenje ozona odpove, koncentracija škodljivih delcev je  $X = 200$

a kolikšna je pričakovana koncentracija ozona?

b kolikšna je verjetnost, da je stopnja ozona zdravju škodljiva

a

$$E(Y | X = x) = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x) = 0.1 + 0.72 \sqrt{\frac{0.02}{29}}(20 - 10.7) \doteq 0.28$$

b Pogojna porazdelitev  $Y | X = x$  je  $N(\mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x), \sigma_x \sqrt{1 - \rho^2}) = N(0.28, 0.1)$

$$P(Y > 0.3 | X = 20) = 1 - P(Y \leq 0.3 | X = 20) = 1 - F_{N(0,1)}\left(\frac{0.3 - 0.28}{0.1}\right) \doteq 0.42$$

## 1.12 Višji momenti in vrstilne karakteristike

**Definicija 1.47** (Momenti). Naj bo  $k \in \mathbb{N}$  in  $a \in \mathbb{R}$ . Moment reda  $k$  glede na točko  $a$  je  $m_k(a) := E((X - a)^k)$  (če obstaja)

Za  $a$  običajno vzamemo

1.  $a = 0$ :  $z_k := m_k(0) = E(X^k)$  začetni moment reda  $k$
2.  $a = E(X)$ :  $m_k := m_k(E(X))$  cenralni moment reda  $k$

Očitno je  $z_1 = E(X), m_2 = D(X)$

**Trditev 1.48.** Če  $\exists m_n(a)$ , potem obstajaj tudi moment  $m_k(a)$  za vse  $k < n$

*Dokaz.* (V zveznem primeru):

$$\begin{aligned} E((X-a)^k) &= \int_{-\infty}^{\infty} (x-a)^k p_X(x) dx = \int a - 1^{a+1} (X-a)^k p_X(x) dx + \int_{(-\infty, a-1) \cup (a+1, \infty)} (x-a)^k p_X(x) dx \\ &\leq \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx + \int_{(-\infty, a-1) \cup (a+1, \infty)} (x-a)^k p_X(x) dx \leq \\ &\leq 1 + E((X-a)^k) < \infty \end{aligned}$$



■

**Trditev 1.49.** Če obstaja zacetni moment  $z_n$ , potem obstaja  $m_n(a)$  glede na poljubno točko  $a \in \mathbb{R}$

*Dokaz.*

$$E((X - a)^n) \leq E((|X| + |a|)^n) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} E(a)^{n-k} \cdot E(|X|^k) < \infty$$

■

Centralne momente lahko izrazimo z začetnimi:

$$m_n(a) = E((X - a)^n) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (-a)^{n-k} E(X^k)$$

$$a = E(X) \implies m_k = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (-1)^{n-k} z_1^{n-k} z_k$$

Asimetrija slučajne spremenljivke  $X$  je  $A(X) := E(X_s^3) = E\left(\left(\frac{X - E(X)}{\sigma_x}\right)^3\right) = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}$   $m_2 = \sigma^2 = D(X)$

$A(N(\mu, \sigma)) = 0$ , ker  $A(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^3 e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$

Sploščenost (kurtozis)  $K(X) := E(X_s^4) = \frac{m_4}{m_2^2}$

$K(N(\mu, \sigma)) = 3$

Ce momenti ne obstajajo (npr. že  $E(X)$  ne), potem si lahko pomagamo z vrstilnimi karakteristikami

**Definicija 1.50** (Mediana). Mediana slučajne spremenljivke  $X$  je vsaka vrednost  $x \in \mathbb{R}$ , za katero velja  $P(X \leq x) \leq \frac{1}{2}$  in  $P(X \geq x) \leq \frac{1}{2}$  (in  $P(X < x) = 1 - F(x-)$ )

Če je  $F$  porazdelitvena funkcija za  $X$ , je to ekvivalentno s pogojem  $F(x-) \leq \frac{1}{2} \leq F(x)$

Če je  $X$  zvezno porazdeljena slučajna spremenljivka, dobimo  $F(X) = \frac{1}{2}$  oz.  $\int_{-\infty}^{\infty} p(t) dx = \frac{1}{2}$

Te vrednosti (lahko jih je več) označimo z  $X_{\frac{1}{2}}$

*Primer.*

- $X \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{5} & \frac{4}{5} \end{pmatrix}$   
 $x_{\frac{1}{2}} = 1, E(X) = \frac{4}{5}$

- $X : \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{2}{4} \end{pmatrix}$   
 Mediane so  $[0, 1]$

- 

- $X \sim N(0, 1)$   
 $x_{\frac{1}{2}} = \mu = E(X)$

**Definicija 1.51** (Kvantil). Kvantil reda  $p$  ( $p \in (0, 1)$ ) je vsaka vrednost  $x_p$ , za katero velja  $P(X \leq x_p) \geq p$  in  $P(X \geq x_p) \geq 1 - p$   
 Ekvivalentno je  $F(x_p -) \leq p \leq F(x_p)$

Če je  $X$  zvezno porazdeljena, je pogoj  $F(x_p) = p$  t.j.  $\int_{-\infty}^{\infty} p(t)dt = p$

- Kvartili:  $X_{\frac{1}{4}}, X_{\frac{2}{4}}, X_{\frac{3}{4}}$
- Percentili:  $X_{\frac{1}{100}}, X_{\frac{2}{100}}, \dots, X_{\frac{99}{100}}$

*Primer.* Telesna višina odraslih moških

**Definicija 1.52** ((Semiinter)kvartilni razmik).  $s := \frac{1}{2}(x_{\frac{3}{4}} - x_{\frac{1}{4}})$

je nadomestek (analog) za standardno deviacijo

*Primer.*

- $X \sim N(0, 1)$   
 $x_{\frac{1}{2}} = 0$   
 $\int_{-\infty}^{\frac{1}{4}} p(t)dt = \frac{1}{4} \xrightarrow{\text{tabelca}} x_{\frac{1}{4}} \doteq -0.67$   
 $\xrightarrow{\text{simetrija}} x_{\frac{3}{4}} \doteq 0.67 \implies s = 0.67, \sigma(x) = 1$

- $X$  naj ima Cauchyjevo porazdelitev  
 $p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$   
 $x_{\frac{1}{2}} = 0$   
 Momenti ne obstajajo

$$\int_{-\infty}^{x_{\frac{1}{4}}} \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2} dx = \frac{1}{4}$$

$$\begin{aligned}\frac{1}{\pi} \arctan x \Big|_{x=-\infty}^{x=\frac{1}{4}} &= \frac{1}{4} \\ \frac{1}{\pi} \arctan x_{\frac{1}{4}} + \frac{1}{2} &= \frac{1}{4} \\ \arctan x_{\frac{1}{4}} &= \frac{1}{4} \implies x_{\frac{1}{4}} = -1 \\ \xrightarrow{\text{simetrija}} x_{\frac{3}{4}} &= 1, s = 1\end{aligned}$$

### 1.13 Rodovne funkcije

**Definicija 1.53.** Naj bo  $X$  slučajna spremenljivka z vrednostmi v  $\mathbb{N} \cup \{0\}$  :  
 $p_k = P(X = k) \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad p_k \geq 0, \sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$   
Rodovna funkcija slučajne spremenljivke  $X$  je

$$G_X(s) = p_0 + p_1 s + p_2 s^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} p_k \cdot s^k$$

za  $\forall s \in \mathbb{R}$ , za katere vrsta absolutno konvergira.

Očitno je  $G_X(0) = p_0, G_X(1) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$

Ker je  $s^X : \begin{pmatrix} s^0 & s^1 & s^2 & \dots \\ p_0 & p_1 & p_2 & \dots \end{pmatrix}$ , je  $G_X(s) = E(s^X)$

Za  $s \in [-1, 1]$  velja  $|p_k \cdot s^k| \leq p_k$  in  $\sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$ . Zato je vrsta konvergentna, če je  $|s| \leq 1$ . Torej je konvergenčni radij vrste vsaj 1

*Primer.*

- $X \sim \text{geo}(p), p \in (0, 1)$

$$p_k = P(X = k) = p \cdot q^{k-1} \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$\begin{aligned}G_X(s) &= \sum_{k=1}^{\infty} p \cdot q^{k-1} s^k = ps \sum_{k=0}^{\infty} (qs)^{k-1} \\ &= ps \frac{1}{1 - qs}\end{aligned}$$

konvergira, ko  $|qs| < 1 \Leftrightarrow |s| < \frac{1}{|q|} =: R$

- $p_k = P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

$$G_X(s) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} s^k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda s)^k}{k!} =$$

$$= e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda s} = e^{\lambda(s-1)}$$

$$R = \infty \quad \forall s \in \mathbb{R}$$

Iz teorije Taylorjevih vrst sledi

**Izrek 1.54** (O eniličnosti). Naj imata  $X$  in  $Y$  rodovni funkciji  $G_X$  in  $G_Y$ . Potem je  $G_X(s) = G_Y(s)$  za  $\forall s \in [-1, 1] \Leftrightarrow P(X = k) = P(Y = k)$  za vse  $k = 0, 1, 2, \dots$

Tedaj velja  $P(X = k) = \frac{1}{k!} G_X^k(0)$

$$G_X(s) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k s^k, \quad p_k = P(X = k)$$

Naj ima rodovna funkcija  $G_X$  slučajne spremenljivke  $X$  konvergenčni radij  $R > 1$ . Potem za  $\forall s \in (-R, R)$  velja  $G'_X(s) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p_k s^{k-1}$

Če postavimo  $s = 1$ , dobimo  $G'(1) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p_k = E(X)$

**Izrek 1.55.** Naj ima  $X$  rodovno funkcijo  $G_X(s)$  in naj bo  $n \in \mathbb{N}$ . Potem je

$$G_X^n(1-) \equiv \lim_{s \nearrow 1} G_X^n(s) = E(X(X-1)(X-2) \cdots (X-n+1))$$

*Dokaz.* Za  $\forall s \in [0, 1)$  je  $G_X^n(s) = \sum_{k=n}^{\infty} k(k-1)(k-2) \cdots (k-n+1) p_k s^{k-n+1} =$

$$= E(X(X-1)(X-2) \cdots (X-n+1) \cdot s^{X-n})$$

Ko gre  $s \uparrow 1$ , z uporabo Abelove leme dobimo

$$\lim_{s \nearrow 1} G_X^n(s) = \lim_{s \nearrow 1} \sum_{k=n}^{\infty} k(k-1) \cdots (k-n+1) =$$

$$\stackrel{\text{Abelova lema}}{=} \sum_{k=n}^{\infty} \lim_{s \nearrow 1} k(k-1) \cdots (k-n+1) = \sum_{k=n}^{\infty} k(k-1) \cdots (k-n+1) p_k = E(X(X-1) \cdots (X-n+1))$$

■

**Posledica 1.56.**

$$E(X) = G'_X(1-)$$

$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = E(X(X-1)) + E(X) - (E(X))^2 = G_X^{(2)}(1-) + G_X^{(1)}(1) - (G_X^{(1)}(1-))^2$$

**Izrek 1.57.** Naj bosta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki z rodovnima funkcijama  $G_X$  in  $G_Y$ . Potem je  $G_{X+Y}(s) = G_X(s) \cdot G_Y(s)$  za  $s \in [-1, 1]$

*Dokaz.*  $G_{X+Y}(s) = E(s^{X+Y}) = E(s^X \cdot s^Y) \stackrel{\text{izrek}}{=} E(s^X) \cdot E(s^Y) = G_X(s) \cdot G_Y(s)$ , saj sta  $s^X$  in  $s^Y$  neodvisni slučajni spremenljivki

■

*Posplošitev 1.58.* Če so  $X_1, X_2 \dots X_n$  neodvisne slučajne spremenljivke, potem je za vse  $s \in [-1, 1]$   $G_{X_1+\dots+X_n}(s) = G_{X_1}(s) \cdot \dots \cdot G_{X_n}(s)$ .

Če so  $X_1, X_2 \dots X_n$  enako porazdeljene in neodvisne, potem je

$$G_{X_1+\dots+X_n}(s) = (G_X(s))^n$$

**Izrek 1.59.** Naj bodo za  $\forall n \in \mathbb{N}$  slučajne spremenljivke  $N, X_1, X_2 \dots X_n$  neodvisne. Naj ima  $N$  rodovno funkcijo  $G_N, X_n$  pa rodovno funkcijo  $G_X$ . Potem ima slučajna spremenljivka  $S := X_1 + X_2 + \dots + X_n$  rodovno funkcijo enako  $G_S = G_N \circ G_X$  oz.  $G_S(s) = G_N(G_X(s))$  za  $s \in [-1, 1]$

To je posplošitev formule dd:  $P(N = n) = 1, G_N(s) = 1 \cdot s^n = s^n$

*Dokaz.* Zaradi neodvisnosti imamo  $P(S = k) = \sum_{n=0}^{\infty} P(S = k, N = n) =$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} P(N = n, X_1 + \dots + X_n = k) \stackrel{\text{neodvisnost}}{=} \sum_{n=0}^{\infty} P(N = n) \cdot P(X_1 + \dots + X_n = k)$$

Zato je

$$\begin{aligned} G_S(s) &= \sum_{k=0}^{\infty} P(S = k) \cdot s^k = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} P(N = n) \cdot P(X_1 + \dots + X_n = k) \cdot s^k = \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P(N = n) \left( \sum_{k=0}^{\infty} P(X_1 + \dots + X_n = k) \cdot s^k \right) = \\ &\stackrel{G_{X_1+\dots+X_n}(s) \text{ neodvisnost } (G_X(s))^n}{=} \sum_{n=1}^{\infty} P(N = n) \cdot (G_X(s))^n = G_N(G_X(s)) \end{aligned}$$

za vse  $s \in [-1, 1]$  ■

**Posledica 1.60.** Pri predpostavkah iz izreka velja Waldova enakost:

$$E(S) = E(N) \cdot E(X)$$

*Dokaz.*

$$G_S(s) = G_N(G_X(s)) \forall s \in [-1, 1] \quad (3)$$

$$E(S) = G'_s(1-) = G'_N(G_X(1-)) \cdot G'_X(1-) = E(N) \cdot E(X) \quad (4)$$

■

*Primer.* Kokoš, jajca, piščanci

N jajc,  $N \sim Poi(\lambda)$

K je število piščancev

Definiramo  $X_i = 1$  dogodek, da se iz i-tega jajca izvali piščanec, sicer  $X_i = 0$ .

Potem je  $X_i : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$ ,  $q = 1 - p$  in  $X_i$  so neodvisne slučajne spremenljivke.

Očitno je  $K = X_1 + X_2 + \dots + X_n$

Ker je  $G_N(s) = e^{\lambda(s-1)}$  in  $G_X(s) = q \cdot s^0 + p \cdot s = q + ps$ , je po izreku  $G_K(s) = G_N(G_X(s)) = e^{\lambda(q+ps-1)} = e^{\lambda(ps-p)} = e^{\lambda p(s-1)} \forall s \in [-1, 1]$ , zato je  $K \sim Poi(\lambda p)$

## 1.14 Momentno rodovna funkcija

**Definicija 1.61** (Momentno rodovna funkcija). Momentno rodovna funkcija je  $M_X(t) = E(e^{tX})$  za  $t \in \mathbb{R}$ , za katere obstaja matematično upanje

V primeru zvezne porazdelitve je  $M_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} p_X(x) dx$

To je Laplaceova transformacija funkcije  $p_X$

V diskretnem primeru  $X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots \end{pmatrix}$  je  $M_X(t) = \sum_i e^{tx} p_i$

V posebnem primeru, ko ima X nenegativne celoštevilске vrednosti, je  $M_X(t) = \sum_{i=0}^{\infty} e^{it} p_i =$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} p_i (e^t)^i = G_X(e^t) \quad (M_X(t) = E((e^t)^X) = G_X(e^t))$$

$$G_X(s) = E(s^X)$$

Očitno je  $M_X(0) = E(e^0) = E(1) = 1$

*Primer.*

$$X \sim N(0, 1)$$

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-t)^2}{2}} dx \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} = \\ &= e^{-\frac{t^2}{2}} \forall t \in \mathbb{R} \end{aligned}$$

ker je  $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-t)^2}{2}} dx$  gostota za  $N(0, 1)$

**Izrek 1.62.** Naj bo  $M_X(t) < \infty$  (obstaja,  $< \infty$  zato, ker je  $e^t > 0$ ) za  $\forall t \in (-\delta, \delta)$  pri nekem  $\delta > 0$ . Potem je porazdelitev za  $X$  natanko določena z  $M_X$ , vsi začetni momenti obstajajo,  $z_k = E(X^k) = M_X^k(0)$  za  $\forall k \in \mathbb{N}$  in velja  $M_X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{z_k}{k!} t^k$  za  $\forall t \in (-\delta, \delta)$

*Dokaz.* (bistvo)

$$M_X(t) = E(e^{t \cdot X}) = E\left(\sum_{k=0}^{\infty} t^k \frac{X^k}{k!}\right) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E(X^k)}{k!} t^k = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{z_k}{k!} t^k$$

■

**Trditev 1.63.**  $M_{aX+b}(t) = e^{bt} M_X(at)$ ,  $a \neq 0, b \in \mathbb{R}$

*Dokaz.*  $M_{aX+b}(t) = E(e^{t(aX+b)}) = E(e^{(at)X} \cdot e^{bt}) = e^{bt} M_X(at)$

■

**Izrek 1.64.** Če sta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki, potem je  $M_{X+Y}(t) = M_X(t) \cdot M_Y(t)$

*Dokaz.*  $M_{X+Y}(t) = E(e^{t(X+Y)}) = E(e^{tX} \cdot e^{tY}) \stackrel{e^{tX}, e^{tY} \text{ neodvisni}}{=} E(e^{tX}) \cdot E(e^{tY}) = M_X(t) \cdot M_Y(t)$

■

**Trditev 1.65.** Naj bosta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki in  $X \sim N(\mu_x, \sigma_x)$ ,  $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y)$ . Potem je  $X + Y \sim N(\mu_x + \mu_y, \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2})$

*Dokaz.* Ker je

$$U := \frac{X - \mu_x}{\sigma_x} = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)} \sim N(0, 1)$$

(standardizacija), je

$$X = \sigma_x \cdot U + \mu_x$$

in zato je

$$M_X(t) = e^{\mu_x t} \cdot M_U(\sigma_x t)$$

po zadnji trditvi. Potem je

$$M_U(t) = e^{\frac{t^2}{2}}$$

je

$$M_X(t) = e^{\mu_x t} \cdot e^{\frac{\sigma_x^2 t^2}{2}} = e^{\frac{\sigma_x^2 t^2}{2} + \mu_x t} \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

za  $Y$  velja podobno. Po zadnjem izreku je

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= M_X(t) \cdot M_Y(t) = e^{\frac{\sigma_x^2 t^2}{2} + \mu_x t} \cdot e^{\frac{\sigma_y^2 t^2}{2} + \mu_y t} = \\ &= e^{\frac{(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)t^2}{2} + (\mu_x + \mu_y)t} \end{aligned}$$

Po izreku je

$$X + Y \sim N(\mu_x + \mu_y, \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2})$$

■

*Opomba.* Če bi vedeli, da je  $X + Y$  porazdeljena normalno, bi “samo” izračunali parametra

*Primer.*

$$X \sim N(0, 1), M_X(t) = e^{\frac{t^2}{2}} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\frac{t^2}{2})^k}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{2^k \cdot k!} t^{2k}$$

Po drugi strani je  $M_X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{z_j}{j!} t^j \forall t \in \mathbb{R}$

Primerjamo koeficiente:

- lihi koeficienti:  $z_{2k-1} = 0 \quad k \in \mathbb{N}$
- sodi koeficienti:

$$\begin{aligned} \frac{z_{2k}}{(2k)!} &= \frac{1}{k! 2^k} \implies z_{2k} = \frac{(2k)!}{k! 2^k} = \\ &= \frac{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot (2k)}{2 \cdot 4 \cdot 5 \cdot \dots \cdot (2k)} = 1 \cdot 3 \cdot 5 \cdot \dots \cdot (2k-1) = (2k-1)!! \quad k \in \mathbb{N} \end{aligned}$$

## 1.15 Šibki in krepki zakon velikih števil

**Definicija 1.66** (Verjetnostna konvergenca). Zaporedje slučajnih spremenljivk  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  verjetnostno konvergira proti slučajni spremenljivki  $X$ , če za  $\forall \epsilon > 0$  velja  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| \geq \epsilon) = 0$   
oz.  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| < \epsilon) = 1$

**Definicija 1.67** (Skoraj gotova konvergenca). Zaporedje slučajnih spremenljivk  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  skoraj gotovo konvergira proti slučajni spremenljivki  $X$ , če velja  $P(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) = 1$

Tukaj je  $(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) = \{\omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)\} =$

$$= \{\omega \in \Omega : \forall k(\in \mathbb{N}) \exists m \in \mathbb{N} \forall n \geq m : |X_n(\omega) - X(\omega)| < \frac{1}{k}\} =$$



$$= \{\cap_{k \in \mathbb{N}} \cup_{m \in \mathbb{N}} \cap_{n \geq m} \omega \in \Omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| < \frac{1}{k}\} \quad (5)$$

*Opomba.* Šteвне unije in preseki  $\implies$  smo v  $\sigma$ -algebri, torej je to res dogodek

**Trditev 1.68.** Če  $X_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} X$  skoraj gotovo, potem za  $\forall \epsilon > 0 \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| < \epsilon \text{ za } n \geq m) = 1$

*Dokaz.* Označimo  $c_m := (|X_n - X| < \epsilon \text{ za } n \geq m) = \cap_{n=m}^{\infty} (|x_n - X| < \epsilon)$ .

Potem je  $c_1 \subseteq c_2 \subseteq \dots$

je  $c_m$  za  $\epsilon = \frac{1}{k}$  in  $(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) \subseteq \cup_{n=1}^{\infty} c_m$  (preseki)

Torej je  $1 = P(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) \subseteq (\cup_{m=1}^{\infty} c_m) = \lim_{m \rightarrow \infty} P(c_m)$

Od tod sledi  $\lim_{m \rightarrow \infty} P(c_m) = 1$  ■

**Posledica 1.69.** Če  $X_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} X$  skoraj gotovo, potem  $X_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} X$  verjetnostno konvergira.

*Dokaz.* Izberemo  $\epsilon > 0$ . Potem velja

$$P(|X_n - X| < \epsilon \text{ za } \forall n \geq m) \leq P(|X_m - X| < \epsilon)$$

Če uporabimo trditev, dobimo  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| < \epsilon) = 1$  (leva stran). ■

*Opomba.* Obratna implikacija ne velja

**Definicija 1.70.** Naj bo  $X_1, X_2, X_3 \dots$  zaporedje slučajnih spremenljivk, ki imajo matematično upanje. Definirajmo  $Y_n = \frac{S_n - E(S_n)}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{E(X_1) + \dots + E(X_n)}{n}$

Potem je  $E(Y_n) = 0$

Za  $\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja šibki zakon velikih števil (ŠZVŠ), kadar  $Y_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  verjetnostno, torej za  $\forall \epsilon > 0 \lim_{n \rightarrow \infty} (|y| < \epsilon) = 1 = \lim_{n \rightarrow \infty} (|\frac{S_n - E(S_n)}{n}| < \epsilon)$  Za

$\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja krepki zakon velikih števil (KZVŠ), kadar  $Y_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  skoraj gotovo, torej  $P(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n - E(S_n)}{n} = 0) = 1$

Če velja KVZŠ, potem velja ŠVZŠ

*Primer.* Mečemo kocko,  $X_k$  je # pik v k-tem metu. Potem je  $E(X_k) = \frac{7}{2}$  in  $Y_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{7}{2}$

Ali konvergira  $\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{7}{2}$  skoraj gotovo? (Da)

**Izrek 1.71.**

- a Neenakost Markova: če slučajna spremenljivka  $X$  ima matematično upanje, potem je  $P(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|)}{a}$  za  $\forall a > 0$
- b Neenakost Čebiševa: če slučajna spremenljivka  $X$  ima disperzijo, potem je  $P(|X - E(X)| \geq a \cdot \sigma(x)) \leq \frac{1}{a^2}$  za  $\forall a > 0$  (pomembno za  $a \geq 1$ , ker je verjetnost  $\leq 1$ )  
 oz. če pišemo  $\epsilon = a \cdot \sigma(x) \implies P(|X - E(X)| \geq \epsilon) \leq \frac{D(X)}{\epsilon^2}$  za  $\forall \epsilon > 0$

*Dokaz.* (samo zvezni primer)

a

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| p_x(x) dx \geq \int_{\{|x| \geq a\}} |x| p_x(x) dx \geq$$

$$|a| \int_{\{|x| \geq a\}} p_x(x) dx = a \cdot P(|X| \geq a)$$

b

$$P((X - E(X)) \geq \epsilon) = P((X - E(X))^2 \geq \epsilon^2) \stackrel{(a) \text{ za } X-E(X)}{\leq} \frac{E((X - E(X))^2)}{\epsilon^2} = \frac{D(X)}{\epsilon^2}$$

■

**Izrek 1.72** (Markov). Če za zaporedje slučajnih spremenljivk  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja  $\frac{D(S_n)}{n^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , potem velja ŠZVŠ. Tukaj je  $S_n := X_1 + \dots + X_n$

*Dokaz.* V neenakosti Čebiševa vzamemo  $X = \frac{S_n}{n}$

$$P\left(\frac{|S_n - E(S_n)|}{n} \geq \epsilon\right) \leq \frac{P(S_n)}{n^2 \epsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Če vzamemo  $Y_n = \frac{|S_n - E(S_n)|}{n}$ , je  $P(|Y_n| \geq \epsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

oz.  $P(|Y_n| < \epsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$

Zato  $Y_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  verjetnostno, torej velja ŠZVŠ za zaporedje  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$

■

**Posledica 1.73** (Izrek Čebišev). Če so  $X_1, X_2, \dots, X_n$  paroma nekorelirane slučajne spremenljivke in  $\sup_{n \in \mathbb{N}} D(X_n) < \infty$ , potem za  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja ŠVZŠ

*Dokaz.* Ker je  $D(S_n) = D(X_1) + \dots + D(X_n) \leq n \cdot c$ , je  $\frac{D(S_n)}{n^2} \leq \frac{n \cdot c}{n^2} = \frac{c}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , zato po izreku Markova velja ŠZVŠ

■

*Primer.*  $X_n : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$  neodvisne slučajne spremenljivke,  $D(X_n) = pq$ ,  $E(X_n) = p$ ,  $E(S_n) = n \cdot p$   
 Po izreku Čebiševa velja ŠZVŠ:  $P\left(\frac{|S_n - E(S_n)|}{n} \geq \epsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$\implies P\left(\left|\frac{S_n}{n} - p\right| \geq \epsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$S_n$  je frekvenca dogodka,  $\frac{S_n}{n}$  je relativna frekvenca,  $\frac{S_n}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} p$  verjetnostno

To je Bernoullijev zakon velikih števil iz 1713

**Izrek 1.74** (Kolmogorov). Če za neodvisne slučajne spremenljivke  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja  $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{D_n}{n^2} < \infty$ , potem velja KZVŠ, t.j.  $P(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n - E(S_n)}{n} = 0) = 1$ . Posebej je pogoj za vrsto izpolnjen, če je  $\sup_n D(X_n) < \infty$

*Primer.*  $X_n : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$  neodvisne slučajne spremenljivke,  $D(X_n) = pq$

Po izreku Kolmogorova velja KVZŠ, t.j.  $\frac{S_n}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} p$  skoraj gotovo. To posplošuje Bernoullijev zakon

## 1.16 Centralni limitni izrek

**Definicija 1.75.** Naj bo  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  zaporedje slučajnih spremenljivk s končnimi disperzijami. Definiramo  $S_n := X_1 + \dots + X_n$  in standardizirajmo:  $Z_n = \frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)}$ , torej  $E(Z_n) = 0$ ,  $D(Z_n) = 1$

Za  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  velja centralni limitni izrek, če je  $F_{Z_n}(x) = P(Z_n \leq x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} F_{N(0,1)} \forall x \in \mathbb{R}$ , t.j.

$$P\left(\frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)} \leq x\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \text{ za } \forall x \in \mathbb{R}$$

Pracimo, da  $\{Z_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  po porazdelitvi konvergira proti standardizirani normalni porazdelitvi.

**Izrek 1.76** (Centralni limitni izrek (CLI, osnovna verzija)). Naj bodo  $X_1, X_2, \dots$  neodvisne in enako porazdeljene slučajne spremenljivke. Potem zanje velja centralni limitni zakon, t.j.

$$P\left(\frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)} \leq x\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \text{ za } \forall x \in \mathbb{R}$$

Dokazal je Ljapunov (1900), s tem je posplošil Laplaceov izrek iz leta 1812. V dokazu bomo uporabili

**Izrek 1.77** (O zveznosti rodovne funkcije). Naj za zaporedje  $\{Z_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  slučajnih spremenljivk velja:

$$M_{Z_n}(t) \rightarrow M_{N(0,1)}(t) = e^{\frac{t^2}{2}} \text{ za vse } t \in (-\delta, \delta) \text{ pri nekem } \delta > 0$$

$$\text{Potem } F_{Z_n}(x) \rightarrow F_{N(0,1)}(x) \text{ za } \forall x \in \mathbb{R}$$

*Dokaz.* CLI v primeru, ko  $X_n$  imajo momentno rodovno funkcijo

$$M_X(t) = E(e^{tX_n}) \text{ na neki okolici točke } 0$$

$$\begin{aligned} \text{Naj bo } E(X_n) = \mu, D(X_n) = \sigma^2 \text{ in } U_n := X_n - \mu = X_n - E(X_n). \text{ Torej je} \\ E(U_n) = 0 \text{ in } D(U_n) = \sigma^2 \text{ ter } M_U(t) = 1 + tE(U_n) + \frac{t^2}{2!}E(U_n^2) + o(t^2) = \\ = 1 + \frac{t^2}{2}\sigma^2 + o(t^2) \text{ (} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{o(n)}{n} = 0 \text{)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ker je } D(S_n) \stackrel{\text{neodvisne}}{=} D(X_1) + \dots + D(X_n) = n \cdot \sigma^2 \text{ in } E(S_n) = n \cdot \mu = \\ E(X_1) + \dots + E(X_n), \text{ je } Z_n = \frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)} = \\ = \frac{1}{\sigma\sqrt{n}} (\sum_{i=0}^n U_i) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Potem je } M_{Z_n}(t) = E(e^{tZ_n}) = E(e^{\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}(U_1 + \dots + U_n)}) = E(e^{\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}U_1}) \dots E(e^{\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}U_n}) = \\ \stackrel{\text{enaki}}{=} (M_U(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}))^n = (1 + \frac{t^2}{2n} + o(\frac{1}{n}))^n \\ \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{o(\frac{1}{n} \rightarrow 0)} e^{\frac{t^2}{2}} \end{aligned}$$

**Lema 1.78.** Če  $X_n \rightarrow X$ , potem  $(1 + \frac{X_n}{n})^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^x$

Po prejšnjem izreku:  $F_{Z_n}(x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} F_{N(0,1)}(x)$

$$\epsilon > 0 : x - \epsilon \leq x_n \leq x + \epsilon \text{ za dovolj velik } n$$

$$\implies (1 + \frac{x - \epsilon}{n})^n \leq (1 + \frac{x_n}{n})^n \leq (1 + \frac{x + \epsilon}{n})^n$$

$$\implies (1 + \frac{x - \epsilon}{n})^n \rightarrow e^{x - \epsilon}$$

$$\implies (1 + \frac{x_n}{n})^n \rightarrow e^x$$

$$\implies (1 + \frac{x + \epsilon}{n})^n \rightarrow e^{x + \epsilon}$$

■

V splošnem se CLI dokaže s pomočjo karakterističnih funkcij:

$$\begin{aligned} \text{naj bo } X \text{ slučajna spremenljivka, } \ell_X(t) := E(e^{itX}) = E(\cos(tX)) + iE(\sin(tX))t \in \\ \mathbb{R} \end{aligned}$$

za razliko od momentno rodovnih funkcij karakteristične funkcije vedno od-  
stajajo

v zveznem primeru je  $\int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} p(x) dx$  - Fourierova transformacija funkcije  $p_X(x)$

$X_1, X_2 \dots X_n$  neodvisne, enako porazdeljene

$$\mu := E(X_n), \sigma := \sigma(X_n)$$

$$E(S_n) \stackrel{\text{neodvisnost}}{=} E(X_1) + \dots + E(X_n) = n\mu$$

$$D(S_n) \stackrel{\text{neodvisnost}}{=} D(X_1) + \dots + D(X_n) = n\sigma^2$$

$X_1, X_2 \dots X_n$  neodvisne slučajne spremenljivke

$$Z_n = \frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)} = \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} = \frac{\frac{S_n}{n} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$\bar{Z}_n := \frac{S_n}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \implies Z_n = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

Po CLI za velike  $n$  velja  $Z_n \approx N(0, 1)$ , zato je  $\bar{X} \approx N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$  oz.  $S_n \approx N(n\mu, \sigma\sqrt{n})$

Če so  $X_1, X_2 \dots$  porazdeljene normalno  $N(\mu, \sigma)$ , potem je  $Z_n \sim N(0, 1)$ ,  
torej  $F_{Z_n}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

*Primer.* Laplaceova formula je poseben primer CLI:

$X_n : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$ ,  $X_n = 1$  je dogodek, da se dogodek A (s  $P(A) = p$ ) zgodi v  $n$ -ti ponovitvi poskusa, sicer je  $X_n = 0$

$E(X_n) = p$ ,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$  frekvenca dogodka A v prvih  $n$  ponovitvah  
 $S_n \sim \text{Bin}(n, p)$ ,  $E(S_n) = np$ ,  $D(S_n) = npq$ , ker je  $D(X_1) = pq$

$Z_n = \frac{S_n - E(S_n)}{\sigma(S_n)} = \frac{S_n - np}{\sqrt{npq}} \stackrel{\text{CLI}}{\approx} N(0, 1)$ , če je  $n$  velik

$$P(S_n \leq X) = P\left(\frac{S_n - np}{\sqrt{npq}} \leq \frac{X - np}{\sqrt{npq}}\right) \approx$$

$$\approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{x - np}{\sqrt{npq}}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt =$$

$$= \frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{x - np}{\sqrt{npq}}\right)$$

kjer je

$$\Phi(x) := \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

verjetnostni integral

$$\begin{aligned} P(\alpha < S_n \leq \beta) &= \\ &= P(S_n \leq \beta) - P(S_n \leq \alpha) \approx \\ &\approx \frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{\beta - np}{\sqrt{npq}}\right) - \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{\alpha - np}{\sqrt{npq}}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\beta - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha - np}{\sqrt{npq}}\right) \end{aligned}$$

Laplaceova aproksimacijska formula

*Primer.* Teža vrečke kostanja je porazdeljena približno normalno, saj je vsota tež posameznih kostanjev, ki so neodvisne, enako porazdeljene slučajne spremenljivke

$X_n \cdots$  teža n-tega kostanja,  $S_n = X_1 + \cdots + X_n \approx$  normalno - aditiven efekt

*Primer.*

$$\begin{aligned} p_{X_n}(x) &= \begin{cases} \frac{1}{2}; x \in [-1, 1] \\ 0 \text{ sicer} \end{cases} \\ E(X_1) &= 0, D(X_1) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{1}{3} \\ S_1 &= X_1, Z_1 = \frac{X_1 - E(X_1)}{\sigma(X_1)} = \frac{X_1}{\sqrt{\frac{1}{3}}} = x_1 \sqrt{3} \\ S_2 &= X_1 + X_2, Z_2 = \frac{S_2 - E(S_2)}{\sigma(S_2)} = \frac{X_1 + X_2 - E(X_1 + X_2)}{\sigma(X_1 + X_2)} \\ S_3 &= X_1 + X_2 + X_3, Z_3 = \frac{S_3 - E(S_3)}{\sigma(S_3)} \end{aligned}$$

## 2 Statistika

### 2.1 Osnovni pojmi

Kot vedo statistiko razdelimo na:

1. opisno statistiko: zbiranje, razvrščanje, prikazovanje podatkov, računanje osnovnih količin

2. analitično statistiko: upraba podatkov pri sklepanju glede zakonitosti danega področja

**Definicija 2.1** (Populacija). Populacija je končna ali neskončna množica elementov, pri katerih merimo ali opazujemo neko količino

*Primer.*

- (a) kontrole kvalitete: populacija je množica (serija) izdelka, npr. dnevna proizvodnja, merimo lastnosti izdelkov, npr. življensko dobo
- (b) testiranje seb: populacija je množica vseh zaposlenih v državi, merimo npr. starost, višino place ...

Matematični pogled: na verjetnostnem prostoru  $(\Omega, \mathcal{F})$  imamo slučajno spremenljivko  $X$ .

Praviloma ne moremo izmeriti cele populacije, ampak meritve opravimo na relativno majhnem delu populacije, na vzorcu. Le-ta mora biti reprezentativen, izbran nepristransko in dovolj velik.

Matematični pogled: vzorec velikosti  $n$  je slučajni vektor  $(x_1 \cdots x_n)$ , kjer so komponente enako porazdeljene kot slučajna spremenljivka  $X$  in med seboj neodvisne.

Vrednost tega slučajnega vektorja pri enem naboru  $n$  meritev je realizacija vzorca:  $(x_1 \cdots x_n)$ : to so konkretni podatki, ki jih analiziramo. Pri opisni statistiki predstavimo in obdelamo te podatke.

Iz teh vzorčnih podatkov želimo oceniti nekatere lastnosti populacije, kot sta:

1. sredina populacije  $\mu$ , t.i. matematično upanje slučajne spremenljivke  $X$
2. povprečni odklon  $\sigma$  od sredine populacije, t.i. Standardna deviacija slučajne spremenljivke  $X$

Ocene za  $\mu$  so:

- vzorčno povprečje:  $\bar{x} = \frac{x_1 + \cdots + x_n}{n}$
- vzorčni modus: najpogostejša vrednost v vzorcu
- vzorčna mediana: srednja vrednost v vzorcu, urejenem po velikosti

Ocene za  $\sigma$  so:

- vzorčni razmak: razlika med največjo in najmanjšo vrednostjo v vzorcu
- vzorčna disperzija:  $s_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$

- popravljena vzorčna disperzija:  $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{n}{n-1} s_0^2$

## 2.2 Vzorčne statistike in cenilke

**Definicija 2.2** (Vzorčna statistika). Naj bo  $(X_1, X_2 \dots X_n)$  vzorec t.i. slučajni vektor, kjer so  $X_1 \dots X_n$  enako porazdeljene kot slučajna spremenljivka  $X$  in med seboj neodvisne.

Vzorčna statistika je simetrična funkcija vzorca  $y = g(X_1, X_2 \dots X_n)$ , kjer je  $g$  simetrična funkcija  $n$  spremenljivk

Praviloma vzorčna statistika ocenjuje vrednost nekega parametra  $\xi$ . Tedaj je  $y$  cenilka za parameter.

$y$  je odvisna od  $n$ , zato pišemo tudi  $y_n = g(X_1 \dots X_n)$ .

**Definicija 2.3** (Nepriistranskost, doslednost). Če je  $E(Y) = \xi$ , je  $Y$  nepriistranska cenilka za parameter  $\xi$

Cenilka  $Y = Y_n$  je dosledna, če  $Y_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \xi$  verjetnostno, t.i.  $\forall \epsilon > 0$  je  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - \xi| \geq \epsilon) = 0$  oz.  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - \xi| < \epsilon) = 1$

**Definicija 2.4** (Standardna napaka). Standardna napaka vzorčne statistike  $Y$  je standardna deviacija slučajne spremenljivke  $Y$ :  $SE(Y) := \sigma(Y)$

**Definicija 2.5** (Vzorčno povprečje). Naj bo  $X$  slučajna spremenljivka na populaciji, ki ima matematično upanje  $E(X) = \mu$  in standardno deviacijo  $\sigma(X) = \sigma$ . Naj bo  $(X_1 \dots X_n)$  vzorec. Definirajmo vzorčno povprečje

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

ki je vzorčna statistika.

Je cenilka za  $\bar{X}$ , ki je nepriistranska:

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n}(E(X_1) + \dots + E(X_n)) = \frac{1}{n}n \cdot \mu = \mu$$

Po ŠZVŠ (izreku Čebiševa) je to dosledna cenilka za  $\mu$ .

Ker je

$$D(\bar{X}) \stackrel{\text{neodv}}{=} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2}n \cdot \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

je standardna napaka



$$SE(Y) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- čim večji  $n$ , bolj oceni parameter  $\mu$

Po CLI je pri velikem  $n$  slučajna spremenljivka  $Z_n := \frac{S - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n}$

porazdeljena približno  $N(0, 1)$  oz.  $\bar{X}$  je porazdeljen približno  $N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$

Če je  $X$  normalno porazdeljena  $N(\mu, \sigma)$ , potem je  $\bar{X}$  porazdeljen  $N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$  za vsak  $n$

**Trditev 2.6.** Naj bo  $Y_n$  cenilka za  $\xi$ . Če je  $E(Y_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \xi$  in  $D(Y_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , potem je  $Y = Y_n$  dosledna cenilka za  $\xi$

*Dokaz.* Fiksirajmo  $\epsilon > 0$ . Dokazati moramo  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - \xi| \geq \epsilon) = 0$

Ker je  $E(Y_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \xi$ , obstaja  $n_0 \in \mathbb{N}$ :  $|E(Y_n) - \xi| < \frac{\epsilon}{2}$  zato je dogodek

$$\begin{aligned} (|Y_n - \xi| \geq \epsilon) &\subseteq (|Y_n - E(Y_n)| + |E(Y_n) - \xi| \geq \epsilon) \text{ za } \forall n \subseteq \\ &\stackrel{n \geq n_0}{\subseteq} (|Y_{n_0} - E(Y_{n_0})| + |E(Y_{n_0}) - \xi| \geq \epsilon) \end{aligned}$$

Torej je za  $n \geq n_0$

$$P(|Y_n - \xi| \geq \epsilon) \leq P(|Y_n - E(Y_n)| \geq \frac{\epsilon}{2}) \leq \frac{D(Y_n)}{\epsilon^2} \cdot 4 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \text{ (doslednost)}$$

Neenakost Čebiševa:  $P(|X - E(X)| \geq \epsilon) \leq \frac{D(X)}{\epsilon^2}$

Tako imamo doslednost cenilke:  $P(|Y_n - \xi| \geq \epsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  ■

*Primer.* Porazdelitev  $\chi^2$ ,  $n$  število prostorskih stopenj

$$p(X) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0 \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

Modus =  $n - 2$ ,  $E(X) = n$ ,  $D(X) = 2n$

Mediana  $\approx n \cdot (1 - \frac{2}{9n})^3$

**Definicija 2.7** (Vzorčna disperzija). Naj bo  $X$  slučajna spremenljivka na populaciji. Vzorcna disperzija je definirana s

$$s_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

popravljen vzorčna disperzija pa je

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Kako sta porazdeljeni, če je  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ?

Raje vzemimo vzorčno statistiko:  $\chi^2 := \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{n}{\sigma^2} s_0^2 = \frac{n-1}{\sigma^2} s^2$

Ni lahko izračunati, da je  $\chi^2 \sim \chi^2(n-1)$

Ideja izpeljave je  $\chi^2 = Z_1^2 + \dots + Z_{n-1}^2$  za  $Z_i \sim N(0, 1)$  in med seboj neodvisne.

Potem uporabimo trditev iz verjetnosti:  $Z_i^2 \sim \chi^2(1)$ , torej  $E(\chi^2) = n-1$ ,  $D(\chi^2) = 2(n-1)$ . Od tod sledi

$$E(s_0^2) = E\left(\frac{\sigma^2}{n} \chi^2\right) = \frac{\sigma^2}{n} E(\chi^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

torej  $s_0^2$  ni nepristranska za  $\sigma^2$ , je pa asimptotično nepristranska, t.i.  $E(s_0^2) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sigma^2$

Podobno je  $E(s^2) = \frac{\sigma^2}{n-1} E(\chi^2) = \sigma^2$ , torej je  $s^2$  nepristranska cenilka za  $\sigma^2$

Ker je  $D(s_0^2) = \frac{\sigma^4}{n^2} D(\chi^2) = \frac{\sigma^4 2(n-1)}{n^4} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  in  $D(s^2) = \frac{2\sigma^4}{(n-1)^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , iz trditve sledi, da sta  $s_0^2$  in  $s^2$  dosledni cenilki za  $\sigma^2$

### Studentova t-porazdelitev

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{n} B\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$$

kjer je  $B(p, q) = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}$  Beta funkcija

$$n = 1 : \quad \frac{1}{\pi} (1 + x^2)^{-1} = \frac{1}{\pi (1 + x^2)} \text{ Cauchyjeva porazdelitev}$$

$$\text{ko gre } n \rightarrow \infty, \text{ gre } \sqrt{n} B\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right) \rightarrow \sqrt{2\pi} \text{ in } \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} = \left(\left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^n\right)^{-\frac{n+1}{2n}} \rightarrow e^{-\frac{x^2}{2}}$$

torej je pri velikih  $n$  gostota približno  $N(0, 1)$

$$n = 2 : \quad \frac{1}{\sqrt{2} B\left(1, \frac{1}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{2}\right)^{-\frac{3}{2}}$$

za  $n \geq 2$  je  $E(X) = 0$

$$n = 3 : \quad c \cdot \left(1 + \frac{x^2}{2}\right)^{-2} \approx \frac{1}{x^4} \text{ za velike } x$$

$$\text{za } n \geq 3 \text{ je } D(X) = \frac{n}{n-2} > 1$$

Leta 1908 jo je odkril W.S. Gosset, statistik v pivovarni guinness v Dublinu. Student je njegov prevdonim.

Pri normalni porazdelitvi slučajne spremenljivke  $X \sim N(\mu, \sigma)$  je vzorčno povprečje  $\bar{X}$  porazdeljeno  $N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$ ,  $\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ , torej je  $Z := \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n}$  porazdeljena  $N(0, 1)$ . Če poznamo  $\sigma$ , potem bomo znali povedati, kako dobra ocena za  $\mu$  je  $\bar{X}$  ( $\rightarrow$  intervali zaupanja).

Kako ravnati, če  $\sigma$  ne poznamo?

Lahko jo ocenimo s  $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$ , tako da potem vzorčna statistika  $T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$  ni več porazdeljena po  $N(0, 1)$ , niti približno normalna, razen če je  $n$  velik in je  $s$  potem skoraj konstanta  $\sigma$ .

Kako je porazdeljena vzorčna statistika  $T$ ?

Ker je  $\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ , je  $\frac{Z}{T} = \frac{s}{\sigma} = \sqrt{\frac{\chi^2}{n-1}}$ , torej je  $T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi^2}{n-1}}}$

Izkaže se, da sta  $Z \sim N(0, 1)$  in  $\chi^2 \sim \chi^2(n-1)$  neodvisni slučajni spremenljivki. Od tod lahko izračunamo, da ima  $T$  Studentovo porazdelitev z  $n-1$  prostorskimi stopnjami:

$$p_T(t) = \frac{1}{(n-1)B(\frac{n-1}{2}, \frac{1}{2})} \cdot \frac{1}{(1 + \frac{t^2}{n-1})^{\frac{n}{2}}}$$

## 2.3 Metode za pridobivanje cenilk

### 2.3.1 Metoda momentov

**Definicija 2.8** (Vzročni moment). Naj bo  $(X_1, X_2 \dots X_n)$  vzorec velikosti  $n$ , torej  $X_1 \dots X_n$  neodvisne slučajne spremenljivke, porazdeljene kot slučajna spremenljivka  $X$ . Zacetni moment reda  $k$  je  $z_k = E(X^k)$ . Definiramo  $k$ -ti vzročni moment  $z_k := \frac{X_1^k + \dots + X_n^k}{n}$ . Le ta je nepristranska cenilka za  $z_k$ :  $E(Z_k) = \frac{1}{n}(E(X_1^k) + \dots + E(X_n^k)) = z_k$ .  $Z_k$  je tudi dosledna cenilka za  $z_k$ .

Naj bo gostota slučajne spremenljivke  $X$  odvisna od parametrov  $\xi_1 \dots \xi_n$ :  $p(X; \xi_1 \dots \xi_m)$ . Naj odstajajo začetni momenti  $z_k = E(X^k) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x; \xi_1 \dots \xi_n) dx$ ,  $k = 1, 2 \dots m$ . Denimo, da iz teh  $m$  enačb lahko izrazimo parametre:  $\xi_k = \phi_k(z_1, z_2 \dots z_m)$ ,  $k = 1 \dots m$  za neko funkcijo  $\phi_k$ . Potem je  $c_k := \phi_k(z_1 \dots z_m)$  cenilka za parameter  $\xi_k$ ,  $k = 1 \dots m$

*Primer.* Naj bo  $X \sim N(\mu, \sigma)$ , kjer sta  $\mu$  in  $\sigma$  neznana parametra. Potem je  $z_1 = E(X) = \mu$ ,  $z_2 = E(X^2) = E(X^2) - (E(X))^2 + (E(X))^2 = D(X) + (E(X))^2 = \sigma^2 + \mu^2$  ( $m = 2$ )

Iz teh dveh enačb izrazimo parametra  $\mu$  in  $\sigma$ :  $\mu = z_1, \sigma^2 = z_2 - \mu^2 = z_2 - z_1^2$ .  
 Cenilka za  $\mu$  je  $Z_1 = \bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ , cenilka za  $\sigma^2$  je  $Z_2 - Z_1^2 = \frac{X_1^2 + \dots + X_n^2}{n} - \bar{X}^2$ .  
 To je enako

$$\begin{aligned} S_0^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i^2 - 2X_i\bar{X} + \bar{X}^2) = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X}\bar{X} + \bar{X}^2 = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 \end{aligned}$$

Torej bodimo že znani cenilki za parametra  $\mu$  in  $\sigma^2$

*Primer.* Naj bo  $X$  porazdeljena enakomerno na  $[a, b]$ , kjer sta  $a$  in  $b$  neznana parametra. Iščemo cenilki za  $a$  in  $b$ . Po metodi momentov moramo izračunati 2 začetna momenta

$$\begin{aligned} z_1 &= E(X) = \frac{a+b}{2} \\ z_2 &= E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x; a, b) dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b x^2 dx = \\ &= \frac{1}{b-a} \frac{x^3}{3} \Big|_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} \end{aligned}$$

Iz 1. enačbe dobimo  $b = 2z_1 - a$ , kar vstavimo v 2. enačbo

$$\begin{aligned} 3z_2^2 &= b^2 + ab + a^2 = 4z_1^2 - 4z_1a + a^2 + 2az_1 - a^2 + a^2 \\ &\implies 3z_2 = 4z_1^2 - 2z_1a + a^2 \\ a^2 - 2az_1 + (4z_1^2 - 3z_2) &= 0 \\ D &= 4z_1^2 - 4(4z_1^2 - 3z_2) = 12(z_2 - z_1^2) \\ a_{1,2} &= \frac{1}{2}(2z_1 \pm \sqrt{D}) = z_1 \pm \frac{1}{2}2\sqrt{3}\sqrt{z_2 - z_1^2} = z_1 \pm \sqrt{3}\sqrt{z_2 - z_1^2} \end{aligned}$$

Ker je  $a < b$ , je torej

$$\begin{aligned} a &= z_1 - \frac{1}{2}2\sqrt{3}\sqrt{z_2 - z_1^2} \\ b &= z_1 + \frac{1}{2}2\sqrt{3}\sqrt{z_2 - z_1^2} \end{aligned}$$

Cenilka za a je

$$A := Z_1 \pm \frac{1}{2}2\sqrt{3}\sqrt{Z_2 - Z_1^2} \quad A := Z_1 \pm \frac{1}{2}2\sqrt{3}\sqrt{Z_2 - Z_1^2} = Z_1 - S_0\sqrt{3} \text{ po prejšnjem primeru} = \bar{X}$$

Cenilka za b je  $B = \bar{X} + S_0\sqrt{3}$  Denimo da imamo konkreten vzorec  $-2, 0, 1, 2, 4$  ( $n = 5$ )

$$\bar{X} = \frac{-2+0+1+2+4}{5} = 1$$

$S_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{5}((-3)^2 + (-1)^2 + 0^2 + 1^2 + 3^2) = 4$  Vzorcna vrednost za  $A$  je  $\bar{X} - S_0\sqrt{3} = 1 - 2\sqrt{3} \doteq -2.46$ , vzorcna vrednost z  $B$  je  $\bar{X} + S_0\sqrt{3} = 1 + 2\sqrt{3} \doteq 4.46$

### 2.3.2 Metoda maksimalne zanesljivosti (oz. največjega verjetja)

**Definicija 2.9** (Funkcija zanesljivosti). Naj bo gostota slučajne spremenljivke  $X$  odvisna od parametra  $\xi$ , torej  $p(x; \xi)$ . Funkcija zanesljivosti (likelihood function) je

$$L(x_1 \cdots x_n; \xi) = p(x_1; \xi) \cdots p(x_n; \xi)$$

Pri danih  $x_1 \cdots x_n$  izberimo tak  $\xi_{max}$ , da ima  $L$  tam maksimum. Ta vrednost parametra je odvisna od  $x_1 \cdots x_n$ , torej  $\xi_{max} = \phi(x_1, x_2 \cdots x_n)$  za neko funkcijo  $\phi$ . Tako dobimo cenilko  $c := \phi(x_1 \cdots x_n)$  za parameter  $\xi$

*Primer.*

$$p(x; \lambda) := \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

$\lambda$  je neznan parameter, ki ga ocenjujemo

$$L(x_1 \cdots x_n; \lambda) = \lambda e^{-\lambda x_1} \cdots \lambda e^{-\lambda x_n} = \lambda^n e^{-(x_1 + \cdots + x_n)}$$

Poiskati moramo  $\lambda_{max}$ , pri katerem je dosežen maksimum funkcije  $L$  (oz. maksimum funkcije  $\ln(L)$ )

$$\begin{aligned} \ln L(x_1 \cdots x_n; \lambda) &= n \cdot \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i \\ \frac{\partial}{\partial \lambda} (\ln L(x_1 \cdots x_n; \lambda)) &= \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 \\ \implies \lambda_{max} &= \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{1}{\bar{x}} \end{aligned}$$

Ker je  $\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} \ln L(x_1 \cdots x_n; \lambda) = -\frac{n}{\lambda^2} < 0$ , je v  $\lambda_{max}$  maksimum.

Cenilka za  $\lambda$  je  $c := \frac{1}{\bar{X}}$

Isto cenilko dobimo z metodo momentov:

$$z_1 = E(X) = \frac{0}{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx \stackrel{\text{D.N.}}{=} \frac{1}{\lambda} \implies \lambda = \frac{1}{z_1} = \frac{1}{\bar{x}}$$

cenilka za  $\lambda$  je  $c := \frac{1}{\bar{X}}$

*Primer.*  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\mu, \sigma$  neznana parametra, ki ju ocenjujemo

$$\begin{aligned} L(x_1 \cdots x_n; \mu, \sigma) &:= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x_1 - \mu}{\sigma})^2} \cdots \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x_n - \mu}{\sigma})^2} = \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \cdot \frac{1}{\sigma^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_1 - \mu)^2 + \cdots + (x_n - \mu)^2} \\ \ln L &= -\frac{n}{2} \ln 2\pi - n \cdot \ln \sigma - \frac{1}{2\sigma^2}((x_1 - \mu)^2 + \cdots + (x_n - \mu)^2) \\ \frac{\partial}{\partial \mu} \ln L &= -\frac{1}{2\sigma^2}(2(x_1 - \mu)(-1) + \cdots + 2(x_n - \mu)(-1)) = \frac{1}{\sigma^2}(x_1 - \mu + \cdots + x_n - \mu) = 0 \\ x_1 + \cdots + x_n - n\mu &= 0 \implies \mu = \frac{x_1 + \cdots + x_n}{n} = \bar{x} \\ \frac{\partial}{\partial \sigma} \ln L &= -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3}((x_1 - \mu)^2 + \cdots + (x_n - \mu)^2) = 0 \\ \implies \sigma^2 &= \frac{1}{n}((x_1 - \mu)^2 + \cdots + (x_n - \mu)^2) = \\ &= \frac{1}{n}((x_1 - \bar{x})^2 + \cdots + (x_n - \bar{x})^2) = s_0^2 \end{aligned}$$

Cenilka za  $\mu$  je  $\bar{X}$ , cenilka za  $\sigma^2$  je  $S_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

*Primer.*  $\text{Bin}(1, p) = \text{Ber}(p)$ ,  $X : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix} q = 1 - p, p$  neznan parameter

$$\begin{aligned} P(X = x) &= p^x (1 - p)^{1-x} x \in \{0, 1\} \\ L(x_1 \cdots x_n; p) &= p^{x_1} (1 - p)^{1-x_1} \cdots p^{x_n} (1 - p)^{1-x_n} = \\ &= p^{x_1 + \cdots + x_n} (1 - p)^{n - (x_1 + \cdots + x_n)} \\ x := x_1 + \cdots + x_n &\implies L(x_1 \cdots x_n; p) = p^x (1 - p)^{1-x} x \in \{0, 1 \cdots n\} \\ \ln L &= x \ln p + (n - x) \ln(1 - p) \\ \frac{\partial}{\partial p} \ln L &= \frac{x}{p} - \frac{n - x}{1 - p} = 0 \\ \implies x(1 - p) &= (n - x)p \implies x - xp = np - xp \implies p = \frac{x}{n} = \bar{x} \end{aligned}$$

Cenilka za  $p$  je  $P := \bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$

Ker je

$$E(P) = \frac{1}{n}(E(X_1) + \dots + E(X_n)) = p$$

je  $P$  nepristranska cenilka

Ker je

$$D(P) = \frac{1}{n^2}(D(X_1 + \dots + D(X_n))) = \frac{1}{n^2}nD(X_1) = \frac{1}{n}D(X_1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

po trditvi sledi, da je  $\bar{X}$  dosledna cenilka za  $P$

## 2.4 Intervalsko ocenjevanje parametrov

**Definicija 2.10** (Interval zaupanja). Naj bo gostota slučajne spremenljivke  $X$  odvisna od parametra  $\xi$ . Interval  $[A, B]$  (odvisen le od  $(x_1 \dots x_n)$  in ne do  $\xi$ ) je interval zaupanja za parameter  $\xi$ , pri stopnji tveganja  $\alpha \in (0, 1)$ , če je

$$P(\xi \in [A, B]) = 1 - \alpha \text{ oz. } P(\xi \notin [A, B]) = \alpha$$

Za  $\alpha$  običajno vzamemo vrednost 0.05 (ali 0.01)

$A$  in  $B$  sta vzorčni statistiki,  $1 - \alpha$  je stopnja zaupanja

*Primer.*  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\sigma$  poznamo,  $\mu$  pa je neznan parameter.

Slučajna spremenljivka  $Z := \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$

Pri dani stopnji tveganja  $\alpha$  najdemo  $z_{\frac{\alpha}{2}} > 0$ , da je  $P(-z_{\frac{\alpha}{2}} < Z < z_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$  oz.  $P(|Z| > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \alpha$  oz.  $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$

Pogoj  $|Z| < z_{\frac{\alpha}{2}}$  pomeni:  $|\bar{X} - \mu| < z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

$$\begin{aligned} A &:= \bar{X} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \\ &< \bar{X} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} =: B \end{aligned}$$

$[A, B]$  je interval zaupanja za  $\mu$  pri stopnji tveganja  $\alpha$

Konkreten zgled: imejmo vzorec velikosti  $n = 36$ , za katerega izračunamo  $\bar{x} = 2.6$  in  $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.3$ . Predpostavimo, da imamo  $X \sim N(\mu, \sigma)$  in predpostavimo, da je  $\sigma := s = 0.3$  (kar pogosto naredimo, če je n razmeroma velik). Vzemimo  $\alpha = 0.05$ . Iz tabele razberemo  $z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$ , torej  $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$ . Tedaj je vzorčna vrednost za  $A$  enaka

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 2.6 - 1.96 \frac{0.3}{\sqrt{36}} = 2.5$$

vzorčna vrednost za  $B$  je  $\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 2.7$

Interval zaupanja za  $\mu$  je  $[2.5, 2.7]$ , t.j.

$$P(\mu \in [2.5, 2.7]) = 1 - \alpha = 0.95$$

*Primer.*  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\mu$  in  $\sigma$  sta neznana.

Iščemo interval zaupanja za  $\mu$ .

Slučajna spremenljivka  $T := \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim Student(n-1)$

Pri danem tveganju  $\alpha$  izberemo  $t_{\frac{\alpha}{2}} > 0$ , da je  $P(|T| < t_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$  oz.

$$P(T > t_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$$

Sedaj imamo podobno situacijo kot v primeru 1.

Pogoj  $|T| < t_{\frac{\alpha}{2}}$  pomeni

$$A := \bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} =: B$$

Konkreten zgled: življenska doba žarnic v vzorcu je 9.8, 10.2, 10.4, 9.8, 10.0, 10.2, 9.6 (v dneh),  $n = 7$ . Predpostavimo normalni model  $N(\mu, \sigma)$  z neznanimi parametri  $\mu$  in  $\sigma$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 10.0$$

$$s := \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.283$$

Vzemimo  $\alpha = 0.05$ , iz tabele za  $Student(5)$  razberemo  $t_{\frac{\alpha}{2}} = 2.45$

Vzorčna vrednost za  $A$  je  $a = \bar{x} - t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} = 9.74$

Vzorčna vrednost za  $B$  je  $b = \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} = 10.26$

Interval zaupanja za  $\mu$  je  $[9.74, 10.26]$ , kar zapišemo kot  $\mu = 10.0 \pm 0.26$ ,

Verjetnost, da je  $\mu \in [9.74, 10.26]$  je 0.95

*Primer.* Pri normalni porazdelitvi  $N(\mu, \sigma)$  ocenjujemo parameter  $\sigma$ . Vzorčna statistika

$$\chi^2 := \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{n-1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 S$$

je porazdeljena po  $\chi^2(n-1)$

Izberimo  $c_1$  in  $c_2$  da je

$$P(\chi^2 < c_1) = \frac{\alpha}{2} = P(\chi^2 > c_2)$$



oz.

$$P(c_1 < \chi^2 < c_2) = 1 - \alpha$$

Pogoj  $c_1 < \chi^2 < c_2$  pomeni

$$\begin{aligned} c_1 < \frac{n-1}{\sigma^2} s^2 < c_2 &\iff \\ \iff \frac{1}{c_1} > \frac{\sigma^2}{(n-1)s^2} > \frac{1}{c_2} &\iff \\ \iff B := \frac{(n-1)s^2}{c_1} > \sigma^2 > \frac{(n-1)s^2}{c_2} =: A \end{aligned}$$

$[A, B]$  je interval zaupanja za  $\sigma^2$  pri stopnji tveganja  $\alpha$

$$\begin{aligned} A &= \frac{1}{c_2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \\ B &= \frac{1}{c_1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \end{aligned}$$

*Primer.* Žarnice iz prejšnjega primera:

$$n = 7, (n-1)s^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0.481, \alpha = 0.059$$

$$\begin{aligned} \chi^2(6) : c_1 &= 1.24, c_2 = 14.45 \\ a &= \frac{1}{14.45} 0.481 = 0.033, b = \frac{1}{1.24} 0.481 = 0.388 \\ \implies P(0.033 < \sigma^2 < 0.388) &= 0.95 \\ P(0.182 < \sigma < 0.623) &= 0.95 \end{aligned}$$

$[0.182, 0.623]$  je interval zaupanja za  $\sigma$  pri stopnji tveganja 0.05

*Primer.*  $X : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}, q = 1 - p, p$  neznan parameter, ki ga ocenjujemo

$(x_1 \cdots x_n)$  vzorec. Potem je  $S_n = X_1 + \cdots + X_n \sim \text{Bin}(n, p)$  in  $\bar{X} = \frac{S_n}{n}$  je nepristranska in dosledna cenilka za  $p$ . Po CLI (Laplaceovi formuli) je

pri velikih  $n$   $Z := \frac{S_n - np}{\sqrt{npq}} \sim N(0, 1)$  oz.  $Z = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} \sqrt{n} \sim N(0, 1)$  oz.  $\bar{X} \sim N(p, \sqrt{\frac{pq}{n}})$

Pri danem  $\alpha > 0$  izberimo  $z_{\frac{\alpha}{2}} > 0$ , da je  $P(|Z| < z_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$

P Pogoji  $|Z| < z_{\frac{\alpha}{2}}$  pomeni  $|S - np| < z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{npq}$  oz.  $|\bar{X} - p| < z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{pq}{n}}$

Če na desni strani naredimo aproksimacijo  $\bar{X} \approx p$ , dobimo pogoj

$$|\bar{X} - p| < z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}}$$

od koder dobimo interval zaupanja za  $p$ :

$$\begin{aligned} A &:= \bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} \\ B &:= \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} \\ A &< p < B \end{aligned}$$

*Primer.* Predsedniške volitve v ZDA leta 2000:

Anketa na 2207 volivcev:  $n = 2207, \alpha = 0.05 \implies z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$

George Bush: 47%, Al Gore: 44%, Ralph Nader: 2%

Določimo intervale zaupanja

$$p_{Bush} = 0.47 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.47(1 - 0.47)}{2207}} \doteq 0.47 \pm 0.02$$

Interval zaupanja za  $p_{Bush}$  je  $[0.45, 0.49]$

$$p_{Al Gore} = 0.44 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.44 \cdot 0.56}{2207}} \doteq 0.44 \pm 0.02$$

Interval zaupanja za  $p_{Al Gore}$  je  $[0.42, 0.46]$

$$p_{Nader} = 0.02 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.02 \cdot 0.98}{2207}} \doteq 0.02 \pm 0.006$$

Odstopanje:

$$\begin{aligned}
z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}} &< 2\sqrt{\frac{1}{4}} = \frac{1}{\sqrt{n}} \\
x(1-x) &\leq \frac{1}{4} \iff x - x^2 \leq \frac{1}{4} \iff \\
&\iff 0 \leq x^2 - x + \frac{1}{4} = \left(x - \frac{1}{2}\right)^2
\end{aligned}$$

## 2.5 Preizkušanje statističnih hipotez

**Definicija 2.11** (Statistična hipoteza). Statistična hipoteza je vsaka domneva o porazdelitvi slučajne spremenljivke  $X$  na populaciji

**Definicija 2.12** (Enostavnost hipoteze). Hipoteza je enostavna, če natanko določa porazdelitev, sicer je sestavljena

*Primer.*  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\sigma$  poznamo,  $\mu$  je neznan parameter  
 $H(\mu = 0)$  je primer enostavne hipoteze. Če  $\sigma$  ne poznamo, je to sestavljena hipoteza

Vedno preizkušamo eno ničelno hipotezo  $H_0$  nasproti alternativni hipotezi  $H_1$

*Primer.*  $X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\sigma$  poznamo  
 $H_0(\mu = 0) : H_1(\mu \neq 0)$

Za  $H_0$  običajno vzamemo enostavno hipotezo, za katero upamo, da jo bomo zavrnili

Hipoteza je lahko pravilna ali nepravilna. Ideal je sprejeti pravilno in zavrniti nepravilno. Odločiti se moramo na osnovi vzorca. Če vzorčni podatki preveč odstopajo od hipoteze, potem niso konsistentni z njo oz. so razlike značilne (signifikantne); tedaj hipotezo zavrnemo

Vnaprej določimo stopnjo značilnosti  $\alpha \in [0, 1]$ , to je verjetnost, da zavrnemo pravilo hipotezo. Običajno je  $\alpha = 0.05$  ali  $\alpha = 0.01$ . Take teste imenujemo testi značilnosti

Primeri testov znacilnosti

### 2.5.1 test $Z$

$X \sim N(\mu, \sigma)$ ,  $\sigma$  znan parameter

Ničelna domneva je  $H_0(\mu = \mu_0)$ , kjer je  $\mu_0$  damo realno število

Pri predpostavki  $H_0(\mu = \mu_0)$  je  $Z := \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n}$  porazdeljena  $N(0, 1)$ , saj je

$$\bar{X} \sim N(\mu_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

Vzemimo  $H_1(\mu \neq \mu_0)$ . Tedaj  $H_0$  zavrnemo, če vzorčna vrednost za  $Z$  leži na kritičnem območju

$$K_\alpha = (-\infty, -z_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [z_{\frac{\alpha}{2}}, \infty)$$

kjer je  $\alpha$  stopnja značilnosti in  $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$

$Z \dots$  testna statistika

Pri stopnji značilnosti  $\alpha$  določimo  $z_{\frac{\alpha}{2}} > 0$ , da je

$$P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$$

$K_\alpha$  kritično območje

Če je vzorčna vrednost za  $Z$  na  $K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$  zavrnemo

*Primer.* Izdelovalec vrvic trdi, da je povprečna sila, pri kateri se vrvica strga 150N s standardno deviacijo 5N. Na vzorcu 50 vrvic ( $n = 50$ ) je bila povprečna sila 148N. Privzamemo normalno porazdelitev  $N(\mu, 5)$ . Pri stopnji značilnosti  $\alpha = 0.01$  testiramo hipotezo

$$H_0(\mu = 150) : H_1(\mu \neq 150)$$

Iz tabel razberemo  $z_{\frac{\alpha}{2}} = 2.58$

Kritično območje  $K_\alpha = (-\infty, -2.58] \cup [2.58, \infty)$

Testna statistika  $Z = \frac{\bar{X}-150}{5}\sqrt{50} = (\bar{X} - 150)\sqrt{2}$ , njena vzorčna vrednost je

$$z = (148 - 150)\sqrt{2} = -2\sqrt{2} = -2.82$$

Ker je  $z = -2.82 \in K_\alpha$ ,  $H_0$  zavrnemo; razlike so značilne (signifikantne)

Ker gledamo odstopanja v obe smeri, je to dvostranski test  $Z$ .

Smislen bi bil enostranski test  $Z$ :  $H_0(\mu = 150) : H_1(\mu < 150)$

$K_\alpha = (-\infty, -z_\alpha)$ , pri  $\alpha = 0.01$  je  $z_\alpha = 2.33$

Ker  $z = -2.82 \in K_\alpha$ ,  $H_0$  zavrnemo tudi sedaj

### 2.5.2 test T: $X \sim N(\mu, \sigma)$ , $\mu$ neznan

$H_0(\mu = \mu_0) : H_1(\mu \neq \mu_0)$ ,  $\mu_0$  je dano število

Testna statistika

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n}$$

$S$  je vzorčna deviacija

Pri predpostavki  $H_0$  je porazdeljena po Student(n-1)

$$K_\alpha = (-\infty, -t_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [t_{\frac{\alpha}{2}}, \infty)$$

Če vzorčna vrednost za  $T$  leži na  $K_\alpha$ , hipotezo zavrnemo

*Primer.* Nadaljevanje prejšnjega primera

Privzamemo deviacijo 5N izračunano iz vzorca, torej

$$S = 5N, s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Kot prej je  $\bar{x} = 148N$

Iz tabel razberemo, da je  $t_{\frac{\alpha}{2}} = 2.68$  (pri 49 prostorskih stopnjah in  $\alpha = 0.01$ )

$K_\alpha = (-\infty, -2.68] \cup [2.68, \infty)$ , vzorčna vrednost za  $T$  je (tako kot prej)  $t = -2.82$

Ker  $t \in K_\alpha$ ,  $H_0$  zavrnemo

*Primer.* V kliničnem poskusu testirajo zdravila za zniževanje krvnega tlaka so 10 bolnikom izmerili sistolično krvni tlak pred in po zdravljenju. Razlike pred-pošo  $-8, 0, 2, 4, 9, 14, 19, 22, 32, 35 mmHg$ . Predpostavimo normalni model  $N(\mu, \sigma)$  z neznanima  $\mu$  in  $\sigma$ . Testiramo hipotezo  $H_0(\mu = 0) : H_1(\mu > 0)$ . Naredimo test značilnosti (parametrični test značilnosti)

1. enostranski test  $T$   $H_0(\mu = 0) : H_1(\mu > 0)$ ,  $H_0 :=$  zdravilo ne učinkuje
2. stopnja značilnosti  $\alpha = 0.05$
3. testna statistika  $T = \frac{\bar{X}}{S} \sqrt{10}$ ,  $n = 10$
4. kritično območje  $K_\alpha = [t_\alpha, \infty)$   
 $Student(9) \implies t_\alpha = 1.83$
5. vzorčna vrednost za  $T$  je

$$t = \frac{12.9}{14.1} \sqrt{10} = 2.89$$

Sklep: ker  $t = 2.89 \in K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$  zavrnemo

**Definicija 2.13** (P-vrednost). P-vrednost je najmanjša stopnja značilnosti, pri kateri še lahko zavrnemo hipotezo (pro danih vzorčnih podatkih)

V našem primeru je  $P = 0.89\% = 0.0089$

### 2.5.3 Studentov primerjalni test

Imejmo 2 neodvisna vzorca velikosti  $m$  in  $n$ . Prvi je vzet iz populacije, na kateri ima slučajna spremenljivka  $X \sim N(\mu_x, \sigma)$ , druga pa iz populacije, na kateri imamo  $Y \sim N(\mu_y, \sigma)$ . Predpostavljamo torej enakost disperzij. Če sta  $s_x^2$  in  $s_y^2$  povprečni vzorčni disperziji

$$S_X^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2$$
$$S_Y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

potem definiramo skupno vzorčno varianco

$$S^2 = \frac{(m-1)S_X^2 + (n-1)S_Y^2}{m+n-2} = \frac{1}{m+n-1} \left( \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right)$$

Testiramo hipotezo  $H_0(\mu_x = \mu_y) : H_1(\mu_x \neq \mu_y)$ . Testna statistika

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S} \sqrt{\frac{mn}{m+n}}$$

Potem je

$$\begin{aligned} \bar{X} - \bar{Y} &\sim N\left(0, \sqrt{\left(\frac{\sigma}{\sqrt{m}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)^2}\right) = \\ &= N\left(0, \sigma \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}\right) = N\left(0, \sigma \sqrt{\frac{m+n}{mn}}\right) \end{aligned}$$

Zato ima spremenljivka

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S} \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \sim N(0, 1)$$

Ker je spremenljivka

$$U = \frac{(m+n-2)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(m+n-2)$$

je

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{U}{m+n-2}}} \sim Student(m+n-2)$$

*Primer.* 2 zdravili proti nespečnosti preizkusijo na vzorcih velikosti  $m = n = 10$ .

Dodatno število ur pri prvem zdravilu: 1.9, 0.8, 1.1, 0.1, -0.1, 4.4, 5.5, 1.6, 4.6, 3.4

Dodatno število ur pri drugem zdravilu pa 0.7, -1.6, -0.2, -1.2, -0.1, 3.4, 3.7, 0.8, 0.0, 2.0

1. dvostranski standardni primerjalni test  $H_0(\mu_x = \mu_y) : H_1(\mu_x \neq \mu_y)$
2. stopnja značilnosti  $\alpha = 0.05$
3. testna statistika  $T = \frac{\bar{X}-\bar{Y}}{S} \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \sim Student(m+n-2) = Student(18)$ ,  
če velja hipoteza  $H_0$
4. kritično območje  $K_\alpha = (-\infty, -t_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [t_{\frac{\alpha}{2}}, \infty)$ ,  $t_{\frac{\alpha}{2}} = 2.10$  (iz tabele, 18 prostorskih stopenj)
5. vzorčna vrednost za  $T$  je

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{s} \sqrt{5} = \frac{2.33 - 0.75}{\sqrt{3.70}} \sqrt{5} = 1.84$$

Sklep: ker  $1.84 \notin K_\alpha$ , hipoteze  $H_0$  ne moremo zavrniti pri stopnji značilnosti 5%

$P$ -vrednost pride 0.079

Poleg populacijskega povprečja  $\mu$  lahko testiramo tudi druge količine:

- standardna deviacija  $\sigma : H_0(\sigma = \sigma_0)$ ,  $\sigma_0$  je dano število
- tip porazdelitvenega zakona:  $H_0(F = F_0)$
- neodvisnost dveh spremenljivk
- korelacijski koeficient

### 2.5.4 Test hi-kvadrat

(Pearson)

Preizkus domneve o tipu porazdelitvenega zakona, torej  $H_0(F = F_0) : H_1(F \neq F_0)$ , kjer je  $F_0$  dana porazdelitvena funkcija. Zalogo vrednosti slučajne spremenljivke  $X$  razdelimo na  $r$  razredov (disjunktno)  $S_1, S_2 \dots S_r$ , da je

$$p_k = P(X \in S_k \mid H_k) > 0 \quad \forall k = 1, 2 \dots r$$

Potem je  $\sum_{k=1}^r p_k = 1$ ,  $\sum_{k=1}^r N_k = n$  ter  $N_k \sim \text{Bin}(n, p_k)$  in  $E(N_k) = p \cdot n_k$  kar je pričakovana vrednost za  $k$ -ti razred.

Pri velikem  $n$  ima testna statistika  $\chi^2 = \sum_{k=1}^r \frac{(N_k - np_k)^2}{np_k}$  približno porazdelitev  $\chi^2(r-1)$

Če  $\chi^2$  zavzame preveliko vrednost, hipotezo  $H_0$  zavrnemo

$$K_\alpha = [c_\alpha, \infty), P(\chi^2 > c_\alpha) = \alpha$$

*Primer.* Preizkušamo poštenost kocke

v  $n = 120$  dobimo za število pik

število pik	1	2	3	4	5	6	
opazovane frekvence	20	22	17	18	19	24	$N_k$
pričakovane frekvence	20	20	20	20	20	20	$np_k$

$$r = 6, p_k = \frac{1}{6}$$

$$\chi^2 = \frac{(20 - 20)^2}{20} + \frac{(22 - 20)^2}{20} + \dots + \frac{(24 - 20)^2}{20} = \frac{34}{20} = 1.7$$

Pri  $\alpha = 0.05$  in 5 prostorskih stopnjah je  $c_\alpha = 11.1$

Ker  $1.7 \notin K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$ , da gre za enakomerno porazdelitev na 6 točkah ne moremo zavrniti

*Primer.* Podatki o številu močnih potresov (vsaj 8 stopnje po Richterjevi lestvici) v obdobju 1969-2001,  $n = 33$

število potresov	0	1	2	3	4	5	...
število let s toliko potresiv	15	13	4	1	0	0	...

Hipoteza  $H_0$  : podatki so porazdeljeni po  $\text{Poisson}(1.5)$  :  $p_k = e^{-1.5} \frac{(1.5)^k}{k!} k = 0, 1, 2 \dots$

Pričakovane frekvence so

število potresov	0	1	2	3	4	...
število let s toliko potresiv	7.4	11.0	8.3	4.1	1.6	...



Vsota za od (vključno z) 3 naprej je 6.3

Teorija priporoča, da so pričakovane frekvence vsaj 5, zato vpeljemo razred " $\geq 3$ "

razred	0	1	2	3
opazovane frekvence	15	13	4	1
pričakovane frekvence	7.4	11.0	8.3	6.3

$r = 4$

$$\chi^2 = \frac{(15 - 7.4)^2}{7.4} + \frac{(13 - 11)^2}{11} + \frac{(4 - 8.3)^2}{8.3} + \frac{(1 - 6.3)^2}{6.3} = 14.9$$

Pri  $\chi^2(3)$  je  $c_\alpha = 7.82$

Ker  $14.9 \in K_\alpha = [7.82, \infty)$ , hipotezo  $H_0$  zavrnamo

$P$ -vrednost je 0.002

*Opomba.* Če so v testu  $\chi^2$  frekvence  $p_k$  odvedljivo odvisne od parametra  $\theta$ , torej  $p_k(\theta)$ , potem ima statistika  $\chi^2 = \sum_{k=1}^r \frac{(N_k - np_k(\hat{\theta}))^2}{np_k(\hat{\theta})}$  približno porazdelitev  $\chi^2(r-2)$ , kjer je  $\hat{\theta}$  cenilka za parameter  $\theta$  po metodi maksimalne zanesljivosti

*Primer.* Potresi (od prej),  $H_0$ : podatki imajo Poissonovo porazdelitev  
Cenilka za  $\lambda$  je

$$\hat{\lambda} = \bar{X} = \frac{0 \cdot 15 + 1 \cdot 13 + 2 \cdot 4 + 3 \cdot 1}{33} = \frac{8}{11} = 0.73$$

(ista cenilka tako po metodi momentov kot po metodi največjega verjetja)  
Torej

$$p_k(\hat{\lambda}) = e^{-0.73} \frac{(0.73)^k}{k!} \quad k = 0, 1, \dots$$

razred	0	1	$\geq 2$	k
opažene frekvence	15	13	5	$N_k$
pričakovane frekvence	15.9	11.6	5.5	$n \cdot p_k(\hat{\lambda})$

$r = 3$

$$\chi^2 = \frac{(15 - 15.9)^2}{15.9} + \frac{(13 - 11.6)^2}{11.6} + \frac{(5 - 5.5)^2}{5.5} = 0.27$$

Za  $\chi^2(r-2) = \chi^2(1)$  in  $\alpha = 0.05$  je  $c_\alpha = 3.84$ ,  $K_\alpha = [3.84, \infty)$

Ker  $0.27 \notin K_\alpha$ , hipoteze  $H_0$  ne moremo zavrniti

*Opomba.* Računi bi bili drugačni če bi imeli  $\lambda = 0.73$  podan na začetku ( $\chi^2(r-1)$  vs.  $\chi^2(r-2)$ )

## 2.6 Linearna regresija

**Definicija 2.14** (Linearni regresijski model). Linearni regresijski model:  
 $Y = a + bx + U$

Pri fiksnem  $x \in \mathbb{R}$  predpostavljamo, da je  $y = a + bx + U$ , kjer sta  $a$  in  $b$  konstanti ter  $U \sim N(0, \sigma)$  za nek pozitiven  $\sigma$  oz.  $Y \sim N(a + bx, \sigma)$

Za različne vrednosti  $x_1, x_2 \dots x_n$  dobimo slučajni vektor  $(y_1, y_2 \dots y_n)$ , kjer je  $y_k \sim N(a + bx_k, \sigma)$

$y = a + bx$  je regresijska premica

$y_k$  je vrednost za  $Y_k, k = 1, 2 \dots n$

Radi bi ocenili  $a$  in  $b$

Z metodo maksimalne zanesljivosti se dobi cenilki

$$\hat{b} = \frac{\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})(x_k - \bar{Y})}{\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})^2}$$

in

$$\hat{a} = \bar{Y} - \hat{b} \cdot \bar{X}$$

Če vpeljemo naslednje vsote

$$\begin{aligned} S_x &:= \sum_{k=1}^n x_k \\ S_Y &:= \sum_{k=1}^n y_k \\ S_{xx} &:= \sum_{k=1}^n x_k^2 \\ S_{xY} &:= \sum_{k=1}^n x_k y_k \end{aligned}$$

je števec

$$\begin{aligned}
\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})(y_k - \bar{Y}) &= \sum_{k=1}^n (x_k y_k - \bar{X} y_k - x_k \bar{Y} + \bar{X} \bar{Y}) = \\
&= S_{xx} - \frac{1}{n} \bar{X} S_y - \bar{Y} S_x + n \bar{X} \bar{Y} = \\
&= S_{xY} - \frac{1}{n} S_x S_Y - \frac{1}{n} S_Y S_x + \frac{1}{n} S_y = \\
&= S_{xY} - \frac{1}{n} S_x S_Y
\end{aligned}$$

in

$$\begin{aligned}
\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})^2 &= \sum_{k=1}^n (x_k^2 - 2x_k \bar{X} + \bar{X}^2) = \\
&= S_{xx} - 2\bar{X} S_x + n\bar{X}^2 = \\
&= S_{xx} - 2\frac{1}{n} S_x^2 + \frac{1}{n} S_x^2 = \\
&= S_{xx} - \frac{1}{n} S_x^2
\end{aligned}$$

Torej je

$$\hat{b} = \frac{nS_{xY} - S_x S_y}{nS_{xx} - S_x^2}$$

in

$$\hat{a} = \frac{1}{n} S_Y + \hat{b} \frac{1}{n} S_x$$

*Primer.* Astronom Hubble je leta 1929 ugotavljal, da je hitrost oddaljevanja galaksije od zemlje linearno odvisna od oddaljenosti galaksije

$n = 24$

oddaljenost [mega Parsek]	0.032	0.034	0.214	...	2.0	2.0
hitrost oddaljevanja [km/s]	170	290	-130	...	800	1090

$$S_x = 21.9, S_Y = 8065, S_{xx} = 29.5, S_{xY} = 12.519$$

$$\hat{b} \rightarrow 456, \hat{a} \rightarrow -34$$

Regresijska premica je  $y = -34 + 456x$

Regresijska premica se zelo približa izhodišču, kar se ujema s teorijo o velikem poku.

Do cenilk  $\hat{a}$  in  $\hat{b}$  lahko pridemo po metodi najmanjših kvadratov: minimiziramo funkcijo

$$f(a, b) := \sum_{k=1}^n (y_k - (a - bx_k))^2$$

Porebna pogoja za minimum sta:

$$\begin{aligned} 0 &= \frac{\partial f}{\partial a} = -2 \sum_{k=1}^n (y_k - a - bx_k) = (-2)(S_Y - na - bS_x) \\ 0 &= \frac{\partial f}{\partial b} = -2 \sum_{k=1}^n x_k (y_k - a - bx_k) = (-2)(S_{xY} - aS_x - bS_{xx}) \end{aligned}$$

Torej

$$\begin{aligned} S_Y &= na + bS_x \quad / \cdot S_x \\ S_{xY} &= aS_x + bS_{xx} \quad \cdot n \end{aligned}$$

Enačbi odštejemo

$$\begin{aligned} S_x S_Y - n S_{xY} &= b(S_x^2 - n S_{xx}) \\ \implies b &= \frac{n S_{xx} - S_x S_y}{n S_{xx} - S_x^2} \\ a &= \frac{1}{n}(S_Y - b S_x) = \frac{1}{n} S_Y - b \frac{1}{n} S_x \end{aligned}$$

$$(X, Y) \sim N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho)$$

$$E(Y | X = x) = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \mu_x) = \alpha + \beta x$$

kjer je  $\beta = \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$ ,  $\alpha = \mu_y - \beta \mu_x$

$$\beta = \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = \frac{K}{\sigma_x \sigma_y} \cdot \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = \frac{K}{\sigma_x^2}$$

$$\hat{b} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})(y_k - \bar{Y})}{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_k - \bar{X})^2}$$

števec: vzorčna kovarianca

imenovalec: vzorčna disperzija za  $x$

$$\hat{a} = \bar{Y} - \beta \bar{X}$$

## 2.7 Testiranje zanesljivosti

Poseben primer testa  $\chi^2$ , imenuje se prilagoditveni test (Goodness-of-Fit Test).

Ničelna hipoteza  $H_0$ : dogodka  $A$  in  $B$  sta neodvisna

Če je  $p = P(A)$  in  $q = P(B)$ , imamo 4 razrede (kategorije):

kategorija	$A \cap B$	$A \cap B^C$	$A^C \cap B$	$A^C \cap B^C$
verjetnost	$pq$	$p(1-q)$	$(1-p)q$	$(1-p)(1-q)$

Če sta  $p$  in  $q$  znana parametra (običajno nista), uporabimo test  $\chi^2$  za  $r = 4$ :

$$\chi^2 = \frac{(N_{A \cap B} - npq)^2}{npq} + \dots + \frac{(N_{A^C \cap B^C} - n(1-p)(1-q))^2}{n(1-p)(1-q)}$$

Kjer je  $N_{A \cap B}$  opažena frekvenca dogodka  $A \cap B$  in  $n$  velikost vzorca

Če  $H_0$  velja, ima  $\chi^2 \sim \chi^2(3)$  pri velikem  $n$

$$K_\alpha = [c_\alpha, \infty)$$

"

Če je vzorčna vrednost za  $\chi^2$  na  $K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$  zavrnemo  
 Običajno  $p$  in  $q$  nista znana parametra, zato ju ocenimo iz podatkov

Kontingenčna matrika:

	$B$	$B^C$
$A$	$X_{11}$	$X_{12}$
$A^C$	$X_{21}$	$X_{22}$

$$X_{11} + X_{12} + X_{21} + X_{22} = n$$

kjer je  $n$  velikost vzorca

Cenilki za  $p$  in  $q$  sta  $\hat{p} := \frac{X_{11}+X_{12}}{n}$ ,  $\hat{q} := \frac{X_{11}+X_{21}}{n}$

Statistika  $\chi^2$  je potem

$$\chi^2 = \frac{(X_{11} - n\hat{p}\hat{q})^2}{n\hat{p}\hat{q}} + \dots + \frac{(X_{22} - n(1-\hat{p})(1-\hat{q}))^2}{n(1-\hat{p})(1-\hat{q})}$$

Izkaže se, da je  $\chi^2 \sim \chi^2(1)$  za velik  $n$

*Primer.* Na univerzo Barkley prijavljene študente razvrstimo glede na izbiro področja v skupini "lažje" in "težje" (glede na to ali se je lahko ali težko vpisati na področje)

lažji	1385	133	1518
težji	1306	1702	3008
	2691	1835	4526 = $n$

Ali je izbira področja neodvisna os spola?

Testirajno pri stopnji značilnosti  $\alpha = 0.05$

$$n = 4526, X_{11} = 1385 \dots$$

$$\hat{p} \rightarrow \frac{1516}{4526} = 0.34, \hat{q} \rightarrow \frac{2691}{4526} = 0.59$$

Pričakovane frekvence:

lažji	903 ( $n\hat{p}\hat{q}$ )	615	1518
težji	1788	1220	3008
	2691	1835	4526

$$n\hat{p}\hat{q} = (X_{11} + X_{12})(X_{11} + X_{21}) \cdot \frac{1}{n}$$

$$\chi^2 = \frac{(1385 - 903)^2}{903} + \dots + \frac{(1702 - 1220)^2}{1220} = 957.1$$

Pri  $\alpha = 0.05$  je  $c_\alpha = 3.84$

Hipotezo  $H_0$  zavrnemo

P vrednost  $4 \cdot 10^{-210}$

Opisani test lahko posplošimo na večje kontingenčne tabele:

Denimo, da 1. karakteristika določa  $r$  kategorij  $A_1, A_2 \dots A_r$ , 2. pa  $s$  kategorij  $B_1, B_2 \dots B_s$ .

Naj bo  $p_i = P(A_i)$   $i = 1, 2 \dots r$  in  $q_j = P(B_j)$   $j = 1, 2 \dots s$  ( $\sum_{i=1}^r p_i = 1, \sum_{j=1}^s q_j = 1$ )

Ničelna hipoteza  $H_0$ :  $A_i$  in  $B_j$  sta neodvisna za vsak  $i$  in vsak  $j$

Vzorec velikosti  $n$

Opažene frekvence:

	$B_1$	$B_2$	$\dots$	$B_r$	
$A_1$	$X_{11}$	$X_{12}$	$\dots$	$X_{1s}$	$n \cdot \hat{p}_1$
$A_2$	$X_{21}$	$X_{22}$	$\dots$	$X_{2s}$	$n \cdot \hat{p}_2$
$\vdots$	$\vdots$				$\vdots$
$A_r$	$X_{r1}$	$X_{r2}$	$\dots$	$X_{rs}$	$n \cdot \hat{p}_r$
	$n \cdot \hat{q}_1$	$n \cdot \hat{q}_2$	$\dots$	$n \cdot \hat{q}_s$	$n$

$$\hat{p}_i := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s x_{ij}$$

$$\hat{q}_j := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r x_{ij}$$

Cenilke za  $p_i$  in  $q_j$ :

Definiramo

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(X_{ij} - n\hat{p}_i\hat{q}_j)^2}{n\hat{p}_i\hat{q}_j}$$

Izkaže se, da je pri velikih  $n$   $\chi^2$  približno porazdeljena  $\chi^2((r-1)(s-1))$

Če je  $n\hat{p}_i\hat{q}_j < 5$  za kakšna  $i$  in  $j$ , potem se priporoča, da se združi nekatere razrede

*Primer.*  $n = 1031$  darovalcev krvi glede na krvno skupino (A, B, AB, 0) in RH faktor (+, -)

Opažene frekvence:

	A	B	AB	0	
RH+	320	96	40	412	868
RH-	66	23	9	65	163
	386	119	49	477	1031

Pričakovane frekvence:

	A	B	AB	0	
RH+	325.0	100.2	41.3	401.5	868
RH-	61.0	18.8	7.7	75.5	163
	386	119	49	477	1031

$$\chi^2 = \frac{(320 - 325)^2}{325} + \dots + \frac{(65 - 75.5)^2}{75.5} = 3.54$$

$$\chi^2(3), \alpha = 0.05$$

$$c_\alpha = 7.8$$

Ker  $3.54 \notin K_\alpha$ , hipoteze  $H_0$  ne moremo zavrniti

### 2.7.1 Teoretične osnove testa $\chi^2$

Oglejmo si primer, ko je  $r = 2$

	$S_1$	$S_2$
opažene frekvence	$N$	$n - N$
pričakovane frekvence	$np$	$n(1 - p)$

$p = P(\text{prvi razred})$

$N \dots$  število vrednosti vzorca, ki padejo v 1. razred  $S_1$

Potem je



$$\begin{aligned}
\chi^2 &= \frac{(N - np)^2}{np} + \frac{(n - N - n(1 - p))^2}{n(1 - p)} = \\
&= \frac{(N - np)^2}{np} + \frac{(N - np)^2}{n(1 - p)} = \frac{(N - np)^2}{np(1 - p)}((1 - p) + p) = \\
&= \left( \frac{N - np}{\sqrt{np(1 - p)}} \right)^2
\end{aligned}$$

Ker je  $N$  porazdeljena binomsko  $Bin(n, p)$ , je pri velikem  $n$  slučajna spremenljivka

$$\frac{N - E(N)}{\sigma(N)} = \frac{N - np}{\sqrt{np(1 - p)}}$$

porazdeljena po  $N(0, 1)$  (Laplaceova formula oz. CLI)

Iz verjetnostnega dela vemo, da je kvadrat porazdelitve  $N(0, 1)$  porazdeljen po  $\chi^2(1)$ . Torej je  $\chi^2$  porazdeljena po  $\chi^2(1)$  pri velikem  $n$ .

V splošnem primeru (pri poljubnem  $r \in \mathbb{N}$ ) se  $\chi^2$  zapiše kot vsota  $(r - 1)$  kvadratov slučajnih spremenljivk, ki so porazdeljene po  $N(0, 1)$  in neodvisne. Ker za porazdelitev  $\chi^2$  velja  $\chi^2(m) + \chi^2(n) \sim \chi^2(m + n)$  (za neodvisne slučajne spremenljivke), je potem  $\chi^2$  porazdeljena po  $\chi^2(1 + 1 + \dots + 1) = \chi^2(r - 1)$

## 2.8 Test za neznan delež

Naj bo  $X : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}$ , kjer je  $p$  neznan parameter, ki bi ga radi testirali.

Testiramo  $H_0(p = p_0) : H_1(p \neq p_0)$ , kjer je  $p \in (0, 1)$  dano število. Vemo, da je  $\bar{X}$  nepristranska cenilka za  $p$ . Po Laplaceovi formuli je

$$\bar{X} \approx N(p_0, \sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}})$$

za velike  $n$ , če velja hipoteza  $H_0$ . Torej je

$$Z := \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0 q_0 / n}} \approx N(0, 1)$$

za velike  $n$ .

Pri dani stopnji značilnosti  $\alpha > 0$  določimo  $z_{\frac{\alpha}{2}}$ , da je

$$P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$$

$$K_{\alpha} = (-\infty, -z_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [z_{\frac{\alpha}{2}}, \infty)$$

Če vzorčna vrednost za  $Z$  leži na kritičnem območju  $K_{\alpha}$ , potem hipotezo zavrnemo

*Primer.* Proizvodnjo izdelkov je treba prilagoditi, če delež defektnih izdelkov preseže 10%. Izmed 500 slučajno izbranih izdelkov je 55 defektnih. Pri stopnji značilnosti 5% testiramo hipotezo, ali je potrebno prilagoditi proizvodnjo

$H_0(p_0 = 0.1) : H_1(p_0 > 0.1)$  - enostranski test

$$\begin{aligned} Z &= \frac{\bar{X} - 0.1}{\sqrt{0.1 \cdot 0.9/500}} = \\ &= \frac{\frac{55}{100} - 0.1}{\sqrt{0.1 \cdot 0.9/500}} = \\ &= \frac{0.01}{\sqrt{0.1 \cdot 0.9/500}} = 0.75 \end{aligned}$$

$K_{\alpha} = [z_{\alpha}, \infty)$  (ker delamo enostranski test)

Iz tabel razberemo  $z_{\alpha} = 1.54$  ( $z_{\alpha} > 0$  določimo s pogojem  $P(Z > z_{\alpha}) = \alpha$ )

Ker  $0.75 \notin K_{\alpha}$ , hipoteze ne moremo zavrniti

Za smiselnost testa je pomembno hipoteze formulirati pred analizo podatkov

*Primer.* Pri neki loteriji izmed števil  $0, 1 \dots 9$  žrebajo po eno število vsak dan. Pri pregledu podatkov za daljše časovno obdobje opavimo, da se število 7 pojavi velikokrat ob sredah: izmed 150 števil se 7 pojavi 22 krat. Testirajmo pri stopnji značilnosti  $\alpha = 0.05$  hipotezo, da se 7 pojavi prevečkrat ob sredah

$H_0(p = 0.1) : H_1(p > 0.1)$  enostranski test

$\bar{X} = \frac{22}{150} = 0.147$ ,  $z_{\alpha} = 1.64$  kot v prejšnjem primeru

$$K_\alpha = [z_\alpha, \infty), n = 150$$

$$Z = \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0 q_0 / n}} = \frac{0.147 - 0.1}{\sqrt{0.1 \cdot 0.9 / 150}} = 1.91$$

Ker  $1.91 \in K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$  zavrnemo

To je primer vohljanja podatkov

P-vrednost  $P(Z \geq 1.91) = 0.028$ , t.j. verjetnost, da se 7 pojavi ob sredah vsaj 22 krat

Verjetnost, da se 7 pojavi 22 krat v nekem dnevu je  $1 - (1 - 0.028)^7 = 0.18$ , kar ni več zelo majhno število

Verjetnost, da se neko število pojavi vsaj 22 krat v nekem dnevu pa je še večja

## 2.9 Neparometrični testi

Doslej smo preizkušali hipoteze o neznanih parametrih v danih porazdelitvah (običajno smo privzeli normalno porazdelitev). To so parametrični testi.

Če na porazdelitev slučajne spremenljivke  $X$  ne moremo nič privzeti, potem lahko uporabimo neparometrične teste

### 2.9.1 Test z znaki

To je analog testa T

Na populaciji imamo 2 slučajni spremenljivki:  $X$  s porazdelitveno funkcijo  $F_X$  in  $Y$  s porazdelitveno funkcijo  $F_Y$ .

Obravnavamo 2 slučajna vektorja  $(X_1, X_2 \dots X_m)$  in  $(Y_1, Y_2 \dots Y_n)$ , kjer je  $X_i$  in  $Y_i$  dobimo na istem elementu v populaciji.

Testiramo hipotezo  $H_0(F_X = F_Y)$

Definiramo razlike

$$D_i := X_i - Y_i \quad i = 1, 2 \dots n$$

Tukaj smo privzeli, da so vrednosti slučajnega vektorja  $(D_1, D_2 \dots D_n)$  različne od 0, sicer jih izpustimo in zmanjšamo  $n$ . Če velja  $H_0(F_X = F_Y)$ , potem je  $P(D_i > 0) = \frac{1}{2} = P(D_i < 0)$  za vsak  $i = 1, 2 \dots n$

Naj bo  $S^+$  število pozitivnih  $D_i$ -jev,  $S^-$  pa negativnih. Seveda je  $S^+ + S^- = n$ . Teda je  $S^+ \sim \text{Bin}(n, \frac{1}{2})$ , torej je

$$p_k = P(S^+ = k) = \binom{n}{k} 2^{-n} \quad k = 0, 1 \dots n$$

Pri dani stopnji značilnosti  $\alpha > 0$  je kritično območje

$$H_\alpha = \{k : k \leq k_\alpha \text{ ali } k \geq n - k_\alpha\}$$

kjer je  $k_\alpha$  določen z zahtevama

$$\sum_{k=0}^{k_\alpha} p_k = P(S^+ \leq k_\alpha) \leq \frac{\alpha}{2}$$

in

$$\sum_{k=0}^{k_\alpha+1} p_k = P(S^+ \leq k_\alpha + 1) > \frac{\alpha}{2}$$

Pri velikem  $n$  je  $S^+$  približno normalno porazdeljen  $N(\frac{n}{2}, \frac{\sqrt{n}}{2})$ , ( $\sqrt{npq} = \sqrt{n \frac{1}{2} \frac{1}{2}}$ ) torej je slučajna spremenljivka

$$Z := \frac{S^+ - \frac{n}{2}}{\frac{\sqrt{n}}{2}} = \frac{2S^+ - n}{\sqrt{n}}$$

približno normalno  $N(0, 1)$

*Primer.* Zdravilo za zniževanje krvnega tlaka pri  $n = 10$  bolnikih

$X_i$	sistolični krvni tlak pred zdravljenjem									
$Y_i$	sistolični krvni tlak po zdravljenju									
$D_i$	-8	0	2	4	9	14	19	22	32	35

$H_0(F_X = F_Y)$  zdravilo ne učinkuje

0 prečrtamo in  $n$  za 1 zmanjšamo:  $n = 9$

Vzorčna vrednost za  $S^+$  je 8

Določimo kritično območje  $K_\alpha$  pri stopnji značilnosti  $\alpha = 0.05$

$$P(S^+ = 0) = \binom{9}{0} 2^{-9} < \frac{\alpha}{2}$$

$$P(S^+ \leq 1) = \binom{9}{0} 2^{-9} < \frac{\alpha}{2} + \binom{9}{1} 2^{-9} = 10 \cdot 2^{-9} = 0.020 \leq \frac{\alpha}{2} = 0.025$$

$$\begin{aligned} P(S^+ \leq 2) &= P(S^+ \leq 1) + P(S^+ = 2) = 10 \cdot 2^{-9} + \binom{9}{2} 2^{-9} = \\ &= 46 \cdot 2^{-9} \doteq 0.090 > \frac{\alpha}{2} = 0.025 \end{aligned}$$

Vidimo, da je  $k_\alpha = 1$ , saj je  $P(S^+ \leq 1) < \frac{\alpha}{2}$  in  $P(S^+ \leq 2) > \frac{\alpha}{2}$

Kritično območje  $K_\alpha = \{0, 1, 8, 9\}$

Ker vzorčna vrednost za  $S^+$ , ki je 8, leži na  $K_\alpha$ , hipotezo  $H_0$  zavrnamo

Slabost tega testa je, da gledamo samo predznak razlike in ne velikost

$$Z = \frac{2S^+ - n}{\sqrt{n}}, \quad n = 9$$

Čeprav  $n$  ni velik, izračunajmo velikost za  $Z$

$$Z = \frac{2 \cdot 9 - 8}{\sqrt{9}} = \frac{7}{3} = 2.33$$

### 2.9.2 Inverzijski test

Wilcoxon-Mann-Whitney, 1945

$X, Y$  naj imata porazdelitveni funkciji  $F_X$  in  $F_Y$ . Vzorca  $(X_1, X_2 \dots X_m)$  in  $(Y_1, Y_2 \dots Y_n)$  sta neodvisna in  $m \leq n$  (če to ni res zamenjamo vlogi  $X$  in  $Y$ ). Testirajmo hipotezo  $H_0(F_X = F_Y)$ . Vzorčne vrednosti vzorcev  $X_1, X_2 \dots X_m, Y_1, Y_2 \dots Y_n$  razvrstimo po velikosti  $z_1 \leq z_2 \leq \dots \leq z_{m+n}$  (zapomnimo si ali je iz  $X$  ali  $Y$ ). Pripisimo mesta (Range)

$$R_i = \text{rang}(x_i) = h, \text{ če je } z_k = x_i$$

Slučajna spremenljivka  $r = R_1 + \dots + R_m$  ima vrednosti med  $\frac{m(m+1)}{2}$  in  $mn + \frac{m(m+1)}{2}$

Vrednost  $\frac{m(m+1)}{2}$  dobimo, če so  $X_i$  na začetku zaporedja  $\{z_m\} : 1 + 2 + \dots +$

$$m = \frac{m(m+1)}{2}$$

Največjo vrednost pa dobimo, če so  $X_i$  na koncu zaporedja:  $Y_1, Y_2 \cdots Y_n, X_1, X_2 \cdots X_m$ :

$$(n+1) + (n+2) + \cdots + (n+m) = n \cdot m + \frac{m(m+1)}{2}$$

Če velja  $H_0(F_X = F_Y)$  in  $m+n \geq 0, m, n \geq 4$ , potem smemo privzeti, da je  $V$  približno normalno porazdeljena

$$V \sim N\left(\frac{(m+n+1) \cdot m}{2}, \sqrt{\frac{mn(m+n+1)}{12}}\right)$$

oz.

$$Z := \sqrt{\frac{3}{mn(m+n+1)}}(2V - m(m+n+1)) \sim N(0, 1)$$

**Definicija 2.15** (Inverzija). Inverzija med  $x_i$  in  $y_j$  se pojavi, če ima  $y_j$  manjši rang kot  $x_i$

Zaporedje  $x_1, x_2 \cdots x_m, y_1 \cdots y_n$  nima inverzije

Zaporedje  $x_1 \cdots x_{m-1}, y_1, x_m, y_2 \cdots y_n$  ima eno inverzijo

Naj bo  $U$  število vseh inverzij

Vsaka inverzija, ki jo naredimo, poveča število rangov  $V$  za 1. Ker je pri

$$U = 0, V = \frac{m(m+1)}{2}$$

je

$$V = U + \frac{m(m+1)}{2}$$

*Primer.* 2 zdravili proti nespečnosti. Vzorčne vrednosti razvrstimo po velikosti  $m = n = 1$

$z_i$	zdravilo	rang
-1.6	y	1
-1.2	y	2
-0.2	y	3
-0.1	y	4.5
-0.1	x	4.5
0.1	y	6
0.1	x	7
0.7	y	8
0.8	x	9.5
0.8	y	9.5
1.1	x	11
1.6	x	12
1.9	x	13
2.0	y	14
3.4	x	15.5
3.4	y	15.5
3.7	y	17
4.4	x	18
4.9	x	19
5.5	x	20

Vsota rangov  $V$  je  $4.5 + 7 + 9.5 + 11 + 12 + 13 + 15.5 + 18 + 19 + 20$

$$Z = \sqrt{\frac{3}{10 \cdot 10 \cdot 21}}(2V - 10 \cdot 21) = \frac{1}{5\sqrt{7}}(V - 105)$$

$$K_\alpha = (-\infty, -z_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [z_{\frac{\alpha}{2}}, \infty)$$

Pri  $\alpha = 0.05$  je  $z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$

Vzorčna vrednost za  $Z$  je 1.85

Hipoteze  $H_0(F_X = F_Y)$  = “zdravili sta enako učinkoviti” ne moremo zavrniti

Inverzijski test je neparametrični analog primerjalnega Studentovaga testa

Inverzijski test “gleda” samo urejenost in ne velikost podatkov