

P.7 $X_i = \begin{cases} 1 & i\text{-ty strom sa ujal} \\ 0 & \text{inoz} \end{cases} \sim A(p)$

$p = 0,8$
 $n = 500$

$X = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Bi}(n, p) = \text{počet stromou, kt. sa ujal}$

X_i sú $i=1$ po 2 nezávislé NV

$E(X) = n \cdot p = 400$

$D(X) = n \cdot p(1-p) = 80$

Určte $P(X \geq 380) = ?$

CLV: $Z_n = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \sim_A N(0,1)$

$P(X \geq 380) = P(X - E(X) \geq 380 - 400)$

$= P\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \geq \frac{-20}{\sqrt{80}}\right) = P(Z_n \geq -\frac{\sqrt{5}}{\sqrt{80}})$

$\approx 1 - \Phi(-\sqrt{5}) = \Phi(\sqrt{5}) \approx \Phi(2.25) \approx \underline{0,987}$

$\Phi(x) + \Phi(-x) = 1$

$\forall x \in \mathbb{R}$

P.9

$X_i = \begin{cases} 1 & \text{zivotnosť } i\text{-tej elektrickej sošiny} \\ 0 & \text{inaz} \end{cases} \sim \text{Ex}(\lambda)$

$\lambda = \frac{1}{10}$
 $n = 100$

$X = \sum_{i=1}^n X_i$ sú po 2 nezávislé NV

CLV: $Z_n = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \sim_A N(0,1)$

Určte $P(900 \leq X \leq 1050) = ?$

$E(X_i) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\frac{1}{10}} = 10$

$D(X_i) = \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{(\frac{1}{10})^2} = 100$

$E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{n}{\lambda} = 1000$

$D(X) = \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{n}{\lambda^2} = 100^2$

X_i nezávislé

$P(900 - \frac{1000}{10} \leq X - E(X) \leq 1050 - \frac{1000}{10})$

$P(-\frac{100}{100} \leq \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \leq \frac{50}{100})$

$P(-1 \leq Z_n \leq \frac{1}{2}) \approx \Phi(\frac{1}{2}) - \Phi(-1)$

$= \Phi(\frac{1}{2}) + (\Phi(1) - 1) = 0,69146 + (0,84134 - 1) = \underline{0,5328}$

Doteraz sme použili CLV pre X_i nezávislé a rovnako rozdeľené s konštantou

3. korekčiou, potom $Z_n = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \sim_A N(0,1) \quad n \rightarrow \infty$

Preto definujeme pojem metódy výberu a štatistiky.

Metódy výberu X_1, \dots, X_n tvorí metódy výberu ak X_i sú IID = independent identically distributed random variables.

(vhodou)

STATISTIKA = náhodná veličina, která má nějakou funkci náhodného výběru X_1, X_2, \dots, X_n

Důležité příklady:

- výběrový průměr $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$
- výběrová rozptyl $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

INTERVALNÍ ODHAD PARAMETRU θ (např. $\mu, \sigma^2, \rho, \dots$) je interval (T_L, T_U) kde $T_L(X_1, \dots, X_n)$ a $T_U(X_1, \dots, X_n)$ jsou statistiky náhodného výběru X_1, \dots, X_n

Ak platí $P(T_L \leq \theta \leq T_U) = 1 - \alpha$, hovoríme

(T_L, T_U) je OBOJSTRANNÝ 100(1- α)% INTERVAL SPOLÁHLIVOSTI (IS) pro parameter θ . $Z \in (0,1)$

- EXISTUJÍ AJ JEDNOSTRANNÉ IS:

HORNÍ ODHAD parametru θ je statistika T_U . Povíme, že T_U je 100(1- α)% HORNÍ ODHAD PARAMETRU θ , ať

$$P(\theta \leq T_U) = 1 - \alpha$$

- TENAZ SA BUDEME VENOVAT SITUACII, KED' X_1, \dots, X_n je náhodný výber z ~~normálnym~~ $N(\mu, \sigma^2)$

Potom $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N(\overset{E(\bar{X})}{\mu}, \overset{D(\bar{X})}{\frac{\sigma^2}{n}})$ $\Rightarrow U = \frac{\bar{X} - E(\bar{X})}{\sqrt{D(\bar{X})}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

$K = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{K}{n-1}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$

STUDENTOVO ROZDELENIE S $n-1$ stupňami voľnosti

• \bar{X} a K sú nezávislé N.V. $S = \sqrt{S^2}$

Parametre μ, σ^2 nemusia byť známe. ~~Príkladom je~~

! • U použítne, keď μ nepoznáme a σ^2 poznáme

! • T použítne, keď μ nepoznáme a σ^2 nepoznáme

(σ^2 odhadujeme pomocou S^2 - jedná sa o
nestranný odhad, lebo $E(S^2) = \sigma^2$)

Odhodlenie obojstranného IS, pre $d \in (0,1)$, ak σ^2 poznáme,
pre μ

(analogicky si odhadíte IS pre μ , ak σ^2 nepoznáme)

$$P(u_{d/2} \leq U \leq u_{1-d/2}) = \Phi(u_{1-d/2}) - \Phi(u_{d/2}) \\ = 1 - d/2 - d/2 = \underline{\underline{1-d}}$$

$$P\left(u_{d/2} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq u_{1-d/2}\right) = 1-d$$

$$P\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{d/2} \leq \bar{X} - \mu \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2}\right) = 1-d$$

$$P\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{d/2} \geq \mu \geq \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2}\right) = 1-d$$

$$P\left(\underbrace{\bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2}}_{T_U} \geq \mu \geq \underbrace{\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2}}_{T_L}\right) = 1-d$$

$\cdot \beta = d/2$

$U_{1-\beta} = -U_{\beta}$
$t_{1-\beta} = -t_{\beta}$

analogicky dostanete

$$P\left(\bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2} \geq \mu \geq \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{1-d/2}\right) = 1-d$$

Pr 13 Náhodný výber X_1, \dots, X_n

realizácie $x_1 = 1,8, x_2 = 1,4, x_3 = 1,2, x_4 = 0,9, x_5 = 1,5, x_6 = 1,7$

$$\bar{x} = \frac{1}{7} (1,8 + 1,4 + 1,2 + 0,9 + 1,5 + 1,7 + 1,5) = \frac{9,8}{7} = 1,4$$

$d = 0,05$

μ neznáme

$\sigma^2 = 0,06$

$$\pm t_{u, L} = \bar{x} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{0,975} = 1,4 \pm \frac{\sqrt{0,06}}{\sqrt{7}} 1,96 < \begin{matrix} 1,58 \\ 1,22 \end{matrix}$$

↑ realizácia $T_{u, L}$

$1,22 \leq \mu \leq 1,58$
S pst 0,95

1,96 nájdeme:

1	0,06
1,9	0,975

$$S_x^2 = \frac{1}{n_1-1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2$$

$$S_y^2 = \frac{1}{n_2-1} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2$$

Nech X_1, \dots, X_{n_1} náhodný výber z $N(\mu_1, \sigma_1^2)$
 Y_1, \dots, Y_{n_2} " " z $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ } nezávislé (X_j a Y_k sú nezávislé)

$\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$
 $\bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_i \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$ } $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$ $E(\bar{X}-\bar{Y})$ $D(\bar{X}-\bar{Y})$

$U_{\bar{X}-\bar{Y}} = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$

$S_x^2 = \frac{(n_1-1)S_x^2 + (n_2-1)S_y^2}{n_1+n_2-2}$, $S_x = \sqrt{S_x^2}$

Ak $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, potom $K_{\bar{X}-\bar{Y}} = \frac{(n_1+n_2-2) S_x^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1+n_2-2)$

a $T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_x \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1+n_2-2)$

OBOJSTRANNÝ
 $(1-\alpha)\%$ IS pre $\mu_1 - \mu_2$

Pr 16 $n_1 = n_2 = 4$ je $\bar{X} - \bar{Y} \pm S_x \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \cdot t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2)$

vzorka 1 = náhodný výber X_1, X_2, X_3, X_4
 vzorka 2 = " " " " Y_1, Y_2, Y_3, Y_4

$\bar{X} = \frac{122}{4} = 0,305$
 $\bar{Y} = \frac{231}{4} = 0,5775$

$S_x^2 = 0,00016667$
 $S_y^2 = 0,00009167$
 $S_x^* = 0,00019375$
 $S_x = 0,013919$

$L = 0,05$
 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$
 SPÖČÍTANÉ V EXCELI ☺

$T_{n_1, L} = 0,305 - 0,5775 \pm 0,013919 \cdot \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot t_{0,975}(6)$

$\mu_1 - \mu_2 \in [-0,2965021; -0,248421]$

$2,1447$

Generujúce funkcie

$$A(z) = \sum_{k=0}^{\infty} a_k z^k \quad (\text{zabudovano post } a_k)$$

viere derivácií ako
 $a_k = \left(\frac{d^k}{dz^k} A(z) \right) \Big|_{z=0}$

• Typický príklad $a_k = 1 \quad \forall k \in \mathbb{N}_0 \Rightarrow A(z) = \sum_{k=0}^{\infty} z^k = \frac{1}{1-z}$

• Čo dostaneme z \uparrow ?

$$\left(\frac{1}{1-z} \right)^l = \left(\sum_{k=0}^{\infty} z^k \right)^l = \sum_{k=0}^{\infty} b_k z^k$$

l je pevné prirodzené číslo

Čo predstavuje b_k ?

b_k = počet spôsobov, ktorými viere napísať k pomocou l čísel $\in \mathbb{N}_0$

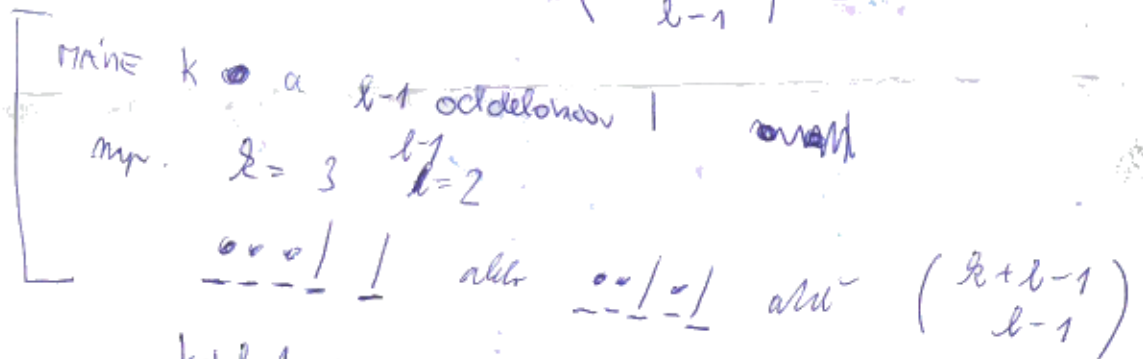
prichyňa s kombinačnými
 hľadmi formuly =
 hľadami obor konvergencie
 ští, keď viac, z je
 niekedy konverguje

t.) $b_k = \#$ riešení rovnice

$$h_1 + h_2 + \dots + h_l = k$$

preto

$$b_k = \binom{k+l-1}{l-1}$$



$k+l-1$ pozícií a do neho umiestniť $l-1$ predmetov

konvolúcia 2 postupností je postupnosť $\{c_m\}$, kde $c_m = \sum_{k=0}^m a_k b_{m-k}$
 $\{a_m\}, \{b_m\}$

a platí $C(z) = A(z) \cdot B(z)$

Príklad: $\{a_n\} = \{1\}$, potom $A(z) = \frac{1}{1-z}$, $c_m = \sum_{k=0}^m b_{m-k} = \sum_{k=0}^m b_k$

teda $C(z) = \frac{1}{1-z} B(z)$

keď máme podstatu myšlienke postupnosť číselných súčtov?

Pri odvození distribučnej funkcie pomocou pravdepodobnostnej funkcie.

postupnosť
 číselných
 súčtov.

Příklad a) Určete počet možností (na pondělí realizací), kolik lidí je možné vybrat 10 káv z 5 druhů:

$$n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5 = 10 \quad \leadsto \quad \binom{10+5-1}{5-1}$$

proměnné
převést do exponentů

alebo $(1+z+z^2+\dots)^5 = \frac{1}{(1-z)^5} = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k+5-1}{5-1} z^k$

a. koeficient při $z^{10} \rightarrow \binom{10+5-1}{5-1}$

b) Rovnice jako v a) ale požadujeme přesně počet z každé z káv.

$$2n_1 + 2n_2 + 2n_3 + 2n_4 + 2n_5 = 10$$

$$n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5 = 5 \quad \rightarrow \quad \binom{5+5-1}{5-1}$$

alebo $(1+z^2+z^4+\dots)^5 = \left(\frac{1}{1-z^2}\right)^5 = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k+5-1}{5-1} z^{2k}$

koeficient při z^{10} je $\binom{\frac{10}{2}+5-1}{5-1} = \binom{5+5-1}{5-1}$

c) jde o z káv má 2 dispoziční 10 2 kavy

$$0 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5 = 10 \quad \leadsto \quad \binom{10+4-1}{4-1}$$

$$1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5 = 10 \quad \leadsto \quad \binom{9+4-1}{4-1}$$

$$2 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5 = 10 \quad \leadsto \quad \binom{8+4-1}{4-1}$$

$(1+z+z^2)(1+z+z^2+\dots)^4$ koeficient při z^{10} je

$$= \frac{1-z^3}{1-z} \cdot \left(\frac{1}{1-z}\right)^4 = \frac{1-z^3}{1-z} \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k+5-1}{5-1} z^k \Rightarrow \boxed{\binom{10+5-1}{5-1} - \binom{7+5-1}{5-1}}$$

Nech $X = (X_1, \dots, X_n)$ je náhodný vektor z $N(\mu, \sigma^2)$ a θ je niektorý z parametrov rozdelenia

(A) Hypotézy $H_0: \theta = \theta_0$ x $H_1: \theta \neq \theta_0$

Nech $(D_n(x), H_n(x))$ je $(1-\alpha)\%$ IS pre θ .

Ak platí H_0 , potom $1-\alpha = P(D_n(X) \leq \theta_0 \leq H_n(X))$

kritický obor testu má tvar

$$W_\alpha = \{ X \in \mathbb{R}^n : \theta_0 \notin (D_n(X), H_n(X)) \}$$

- Ak zistíme, že $\theta_0 \notin (D_n(x), H_n(x))$ pre nejakú realizáciu x , t.j. $x \in W_\alpha$, teda zamietame H_0 v prospech alternatívnej H_1 , pričom:
 - buď možno ju, kt. má pot. $\alpha = \text{cybu I. druhu}$
 - alebo neprijímame H_0

■ Ak $\theta_0 \in (D_n(x), H_n(x))$ t.j. $x \notin W_\alpha$, potom H_0 nezamietame.

(B) $H_0: \theta = \theta_0$ x $H_1: \theta > \theta_0$

Nech $D_n(x)$ je dolný ohraničenie so spoľahlivosťou $1-\alpha$

t.j. $P(D_n(X) \leq \theta) = 1-\alpha$

Za predpokladu H_0 je $P(D_n(X) \leq \theta_0) = 1-\alpha$

kritický obor testu je $W_\alpha = \{ X \in \mathbb{R}^n : D_n(X) > \theta_0 \}$

(C) $H_0: \theta = \theta_0$ x $H_1: \theta < \theta_0$

Nech $H_n(x)$ je horný ohraničenie so spoľahlivosťou $1-\alpha$

t.j. $P(H_n(X) \geq \theta) = 1-\alpha$

za platnosti H_0 je $P(H_n(X) \geq \theta_0) = 1-\alpha$

kritický obor je $W_\alpha = \{ X \in \mathbb{R}^n : H_n(X) < \theta_0 \}$.

H_0	PLATÍ	NEPLATÍ
ZAMIEŤANÉ	cybu I. druhu pot α	✓ $1-\alpha$
NEZAMIEŤANÉ	✓	cybu II. druhu β