

Pst - praktika 10: uvedení do úvodní statistiky

Poslední tři týdny představují se významného oboru, který máme v tomto předmětu probíhat, a sice **praktické statistiky** (inferential statistics) či **statistického usuzování** (statistical inference).

Objírají se tady obecnost a algoritmy, které mohou využít z předchozích dvou oborů (popisné statistiky a pravděpodobnostních modelů), když pojedou předchozích dvou oborů jsou použitelný; je tedy dle rozdílu výsledná posluchačka ze Školy studenta. Situace je o to těžší, že odvození či rozvoj podrobnějších postupů je násobitkou matematiky množství, že v ležících měřítkách ani nelze vypočítat, a na studentovi se těždá, aby postupy používal, aniž by se bezpečnou rozumí. Pokusím se otočit o náhodný příklad co možná nejpraktičtějšího a možným zákonem vztahového pojemu.

A. Chyba 1. druhu a 2. druhu ve statistickém pochodení (skripta BM43 - stave, pdf str. 176-178)

Představte si rozchodu s mejetmohoucím sondu (kde existují jen dvě možnosti reality)

realita 1: obřákový je všem, obřákový je některé) a dva neodíky sondu (neodík 1: obřákový je některé;

neodík 0: obřákový je některém). Kombinací těchto deseti různých čtyř možností neodíků vzhledem k realitě:

- můžete si říct, že číslo 0 je spojeno se zájarkou ne – k realitě je u neodíků ... to není malost, ale jasné, že jasné je k neopomíjení!!

Realität 0 : Menschen	Realität 1 : Menschen	
Aerodikt 0 : Menschen	O.K.	Chyba 2. druku
Aerodikt 1 : Menschen	chyba 1. druku	O.K.

Dvě z těchto možností jsou dobré/správné, ale druhé dvě možnosti jsou chytré (potomže realita neodpovídá vyučování (terčík neodpovídá realitě))

- aktívna lidi se shodují na tom, že základním chybám je ošacení metodického, protože
chyba dlela označení CHYBA PRVNÍHO DRUHU i dopadla se ji soudce, kdežto je hodié pravidly
a odsoude člověka při schvámení postavení
 - chyby 2. druhu (osvobození darebáka) se dopadly soudce benevolentní, kdežto mezi pohrom k vedení
VÍNEN ani významní členové

O velmi podobném rozborování se bude jít o nověkou statistickou ohledně choroby m'hoče' velice X.

Bude rovní mezi dvěma hypotenzermi, H_0 (největší hodnota či relativa mezitník má jiné velikost)

H_1 (— " — statiski mo givne velikike) i

Wielokierunkowe i wielokierunkowe markety zyskują znaczenie:

realita H_0 : ... <u>merenti ma...</u>	realita H_1 : ... <u>raeti ma...</u>
O.K.	chyba 2. druhu
chyba 1. druhu	O.K.

tedy cyber 1. dlehu je: to smartíme, třebaží plní!

Cyperus 2. distinctus je: Ho měřeného, sebou získané

Protože věřejnost je coby 1. důkaz, statistické testy a intervaly spolehlivosti pracují
nejvíce s ní a označují $\alpha =$ pravděpodobnost chyby 1. druhu te statistickému návzoru.

B. Statistický test srovnání hodnot binomického rozdělení pohl.

je skupinou
méně dobré popisů

Celou problematiku bude zahrnovat na počtu lidí, které čítají od měřenky ročnice

Příkladem 1. Expert podává Arnd, že o množství modelů výrobek bude mít rájehn 20% návštěvníků.

Při průšetovém m 600 návštěvníků jich o množství modelů projektoval rájehn 135. Na hladinu významnosti

$\alpha = 0,05$ testujte hypotézu H_0 , že rájehn o výrobek je ZHROUBA stejný, jak expert předpokládal.

Rешení: (Hladina významnosti d je platná pohl. výzkumu druhu 1. druhu - tedy pohl. výzkumu na měřenku, před posledním měřením - je to klasické měření jakési fáznosti/beružlosti měřenka měřenku; d se obvykle volí $\leq 0,05$)

Krok 1: Budeme rozdělit měření podle hypotézy ($X = \text{počet rájehnu ze } 600 \text{ lidí}$)

$$H_0: \text{rájehn} \underset{=} \text{měření na měření typu výrobek a je stále } 20\% : \bar{X} = 120$$

$$H_1: \text{rájehn} \neq \text{měření na měření typu a různěl se od druhého} : \bar{X} \neq 120$$

(je vidět, že n. aktuálně $\bar{X} = 135$, t. j. rájehn je „návštěva měří“ 20 procent ze 600 lidí, otázkou ovšem binomická měř: měříme před tradiční rájehn je ZHROUBA u 20% lidí?

To „ZHROUBA“ zde znamená střední hodnota \bar{X} : jaký je „pravý“ rájehn?

Krok 2: Kritériem měřenka rozchodu je veličina $X = \text{počet rájehnu o množství výrobek ze } 600 \text{ lidí}$.

V měření jednotkovém měření $X = 135$, ale kde tomu tak můžete? Jaký je pravý rájehn?

Krok 3: Popisuje chování veličiny X na předpokladu, že platí H_0 ; do klasické měřenosti má každý člověk má 20% měřit řádovitě ho množství výrobek uprostřed měření na ostatních lidech.

Cílem $X \stackrel{H_0}{\sim} Bi(N=600, p=0,2)$

X tedy může mít hodnoty $0,1,2, \dots, 599,600$ a pohl.

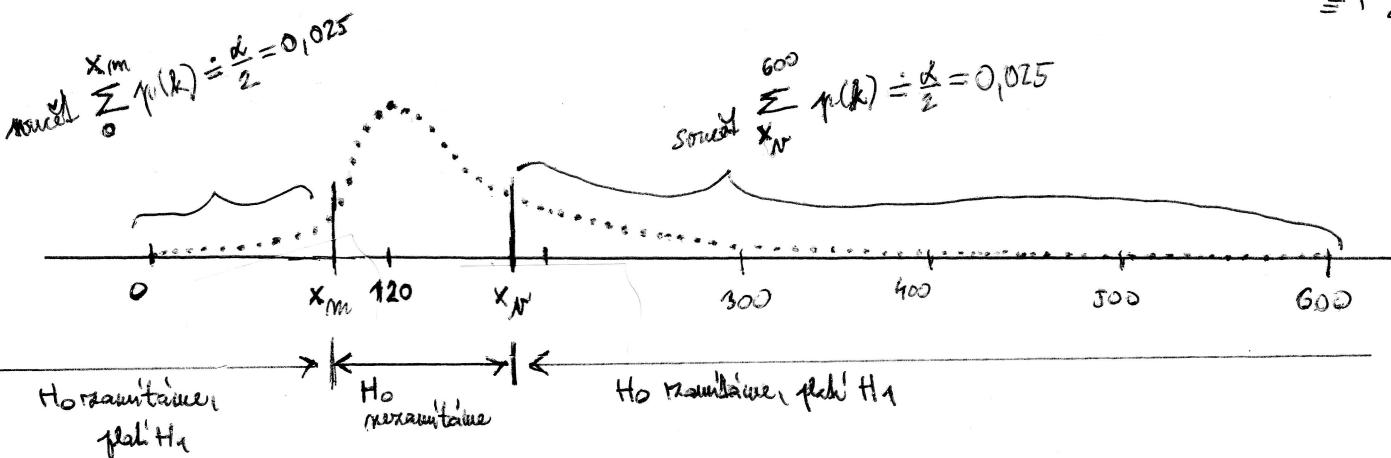
$$p(k) = \binom{600}{k} \cdot 0,2^k \cdot 0,8^{600-k}$$

Krok 4: pro účelem měření rozchodu $\alpha = 0,05$ mohou být kritické měření měřenka rozchodu:

jež je počet rájehnu bude podstatné mít méně než 120 nebo podstatně víc než 120, znamená H_0 a probíráme, že platí H_1 . Vyzkoušíme si grafem pohl. funkce $p(k)$:

máme mít 601 pohl., jejich součet je roven 1.

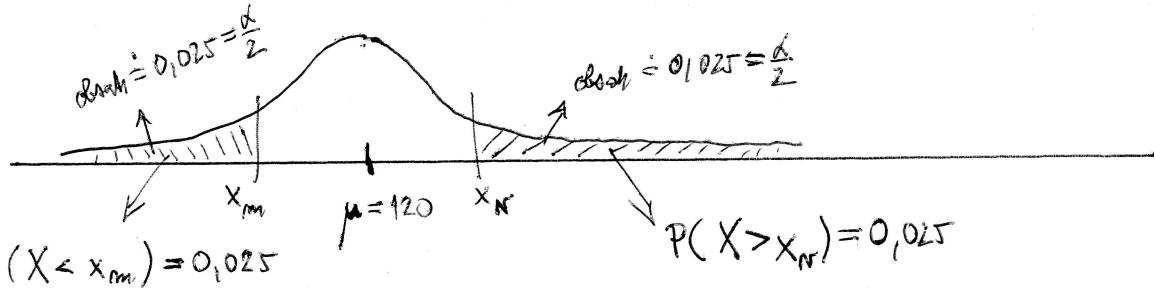
„USEKNEME“ na obou stranách koncích také hodnot k , aby:



Nyní máme dva možnosti: a) pravděl. s binomickým rozdělením

otěži půjdelečků x_N musí být sečítaná sumou se 400 nebo něco lehčí, to je hodně pravdě.

b) myslíte fakturaře z půjdeleček? Též Bi lze dobré approximovat = jistitky
formou normálního rozdělení s korekční - pak bychom sledovaly max x_m , x_N mali počet
jednotek výpočtu - PROVEDEME NYNI:

$$\text{Bi}(N=600, p=0,20) \sim N(\mu=N \cdot p=120, \sigma^2=N \cdot p(1-p)=96)$$


$$P(X \in (-\infty; x_m)) = 0,025$$

$$P(X \in (x_N; \infty)) = 0,025$$

$$F(x_m) - F(-\infty) = 0,025$$

$$F(\infty) - F(x_N) = 0,025$$

0... n minus nekonečnou ještě
než mákemultokého něco

1... n plus nekonečnou vždy budeš mít
mákemultokého něčeho, co lze nazvat

Náš půjdeleček 9: vypočet pohledového max $N(0, 1^2 = 1)$:

$$\Phi\left(\frac{x_m - 120}{\sqrt{96}}\right) = 0,025 \dots \text{ sledování n' Atolice,}\brak{pro} \text{plati } \Phi(\mu_m) = 0,025$$

$$0,975 = F(x_N) = \Phi\left(\frac{x_N - 120}{\sqrt{96}}\right)$$

μ_N ... sledování

n' Atolice, pro sledování μ_N plati
 $\Phi(\mu_N) = 0,975 \dots$

$$\underline{\mu_m = -1,96} \quad \leftarrow \quad \text{funkce hustota } N(0; 1)$$

je soudový funkci, hodnoty μ_m, μ_N se liší jen
o mákemultokého

$$\text{Aej } \frac{x_m - 120}{\sqrt{96}} = -1,96$$

$$\text{Aej } \frac{x_N - 120}{\sqrt{96}} = 1,96$$

$$x_m = 120 - 1,96 \cdot \sqrt{96} = \underline{100,796}$$

$$x_N = 120 + 1,96 \cdot \sqrt{96} = \underline{139,204}$$

Krok 5: rozhodnutí statistického testu:

$$x = 135 \in \langle x_m; x_N \rangle = \langle 100,796; 139,204 \rangle, \text{ tedy H}_0 \text{ nezamítat.}$$

H_0 : Zajímá o myj' výrobek je zahruba u 20% mákemultokého

(neprokazalo se, že by zajímá o myj' výrobek byl statistický významný jiný než u 20% mákemultokého; tj. zajímá o myj' výrobek mezi statistický významný rozsah když jsou u 20%).

Pozn.:

Tto bychom mohli také n' řešit, kdyby n' 600 lich' mělo zajím 100 a nek' lich' mělo 140 a n' e lich'.

C. Statistický test studených hodnoty průměru ze normálního rozdělení

Příklad 2 (test hypotézy $\mu = \text{konstanta}$)

Je ranávko, že průměr bodů na testu ze matematiky v polovině matematiky počítanou má v máloduché vybrané skupině studentů průměr normální rozdělení pro $\mu = 500$ bodů, $\sigma^2 = 10\ 000$ (tj. $\sigma = 100$ bodů).

Firma KAPPA sestavila program INTEL, aby zlepšila vzdělání matematiky NAVÍC k užití ve škole, a maloduché již vzdala 25 studentům, kteří po přípravě jeho vyučování dosáhli na testu výsledku $\bar{x} = 540$ bodů (průměr 25 hodnot výsledků). Stále totiž zlepšení bodového hodnocení na reálu, tedy příště rovnat programu NAVÍC k VÝUCE. Statistický význam výsledků je výsledek testu?

Test: procedura prodeje testu jednoho výsledku \bar{x} s tím rozdělením, že hypotéza H_0 lze v tomto jednotkovém varianta, tj. nikoli $\mu \neq \text{const}$, ale $\mu > \text{const}$... může být i jiné výsledky podle výsledků jichž je vypočítána (tj. prodeje programu je NAVÍC k VÝUCE, tj. výsledek výsledky může jinom výsledků).

Krok 1: Indemne rozdělení mezi hypotézami ($\bar{X} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} X_i$, kde X_i je výsledek i -ho studenta má rozdělení $N(\mu = 500, \sigma^2 = 10\ 000)$)

H_0 : výsledek testu meráček na průměr programu, tj. $E\bar{X} = 500$ bodů

H_1 : výsledek testu meráček na výsledek programu $E\bar{X} > 500$ bodů

Krok 2: Náš náš rozdělení kritériem je relace $\bar{X} := \frac{1}{25} \cdot \sum_{i=1}^{25} X_i$... průměr bodové hodnocení testu u 25 studentů.

Krok 3: popište charakter výsledku \bar{X} na základě, že je H_0 :

$$X_i \stackrel{H_0}{\sim} N(\mu = 500 \text{ bodů}, \sigma^2 = 10\ 000)$$

$$\bar{X} \stackrel{H_0}{\sim} N(\mu_{\bar{X}} = E\bar{X} = E\left(\frac{1}{25} \cdot \sum_{i=1}^{25} X_i\right) = \frac{1}{25} \cdot \sum_{i=1}^{25} E X_i = \frac{1}{25} \cdot \sum_{i=1}^{25} \mu = \frac{25\mu}{25} = \mu = 500)$$

$$\sigma_{\bar{X}}^2 = D\left(\frac{1}{25} \cdot \sum_{i=1}^{25} X_i\right) = \frac{1}{625} \cdot \sum_{i=1}^{25} D X_i = \frac{1}{625} \cdot \sum_{i=1}^{25} 10\ 000 = \frac{25 \cdot 10\ 000}{625} = \frac{10\ 000}{25} = 400$$

pro výsledky konstanty je argumentu rozptylu je může mít různou druhou, protože rozptyl je dán a může pro rozdíl počtu měřit, ne když počet měření: $\frac{\sigma^2}{N}$

vyrovnání vzorce $\frac{\sigma^2}{\bar{X}} = \frac{\sigma^2}{N}$ → zde je výsledek měřit $\sigma^2 = 10\ 000$,

signum na druhou a indexem \bar{X}
"rozptyl výsledku"

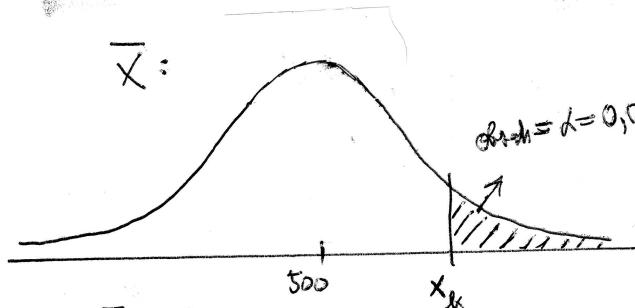
orevní počet $25 = N$ hodnot bude mít měřit rozptyl mezi jednou hodnotou, tento rozptyl průměrov je může a může pro rozdíl počtu měřit, ne když počet měření: $\frac{\sigma^2}{\bar{X}} = \frac{\sigma^2}{N}$

Tedy $\bar{X} \stackrel{H_0}{\sim} N(\mu = 500, \sigma_{\bar{X}}^2 = 400, \text{tj. } \sigma_{\bar{X}} = \sqrt{400} = 20)$

$$\sigma_{\bar{X}} = \sigma \quad \sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{N}$$

Závěr 4: pro předem stanovené $\alpha = 0,05$ najdešme kritické množství rozподělení:

10/5



$\text{doh} = \delta = 0,05$ u jednoramenného testu „náležitá“ povaze
ma být share od konstanty 500;
ma kterou „suditý“ množství.

$$H_1: \bar{X} > 500$$

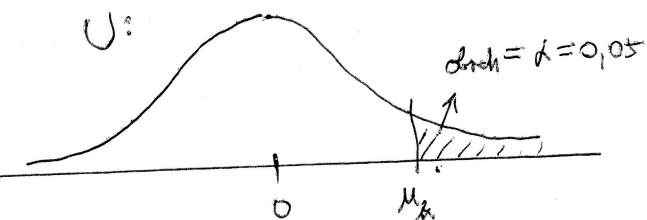
$$P(\bar{X} > x_k) = 0,05$$

$$P(\bar{X} \in (x_k, \infty)) = 0,05$$

$$\underbrace{F(\infty)}_{1} - F(x_k) = 0,05$$

1 ... je nekoroučiv
už máme množství množství množství množství
dnes' bude množství

$$0,95 = F(x_k) = \phi\left(\frac{x_k - \mu}{\sigma}\right)$$



$$0,95 = \phi(\mu_k)$$

$$1,64 = \underline{\mu_k}$$

$$x_k = 500 + 1,64 \cdot 20 = \underline{532,8}$$

Závěr 5: Rozložení: $\bar{X} = 540 \notin (-\infty, 532,8) \Rightarrow$ H0 neni správná;

prokázalo se, že program

statisticky významně zlepšuje výsledek.

Rozhodnutí: $\mu_k = 1,64$ je nějaké $0,95$ -kvantil množství rozdělení U .
 $x_k = 532,8$ je nějaké $0,95$ -kvantil množství rozdělení \bar{X} } rozdílka a doba, složený jeho
u popisu statistiky jsme
k zjistění kvantilu množství rozdělení řešili,

protože máme kvantil množství rozdělení funkci, množství dole je dle funkce rozdělení funkce

x_k je nějaké $x_{0,95}$ množství $0,95$ -kvantil: Nějaké množství množství \bar{X} ,

$$\text{tak } P(\bar{X} < x_{0,95}) = 0,95$$

Příklad 3. Konkurenční firmy DELTA a KILL vyrobily počítače pro základní matematiku. Ředitel jedné ZŠ povolal jednoho expertsa jednoho absolventa pedagogické fakulty MU pro maturantky na 2. stupni, aby vyzkoušel, který program je lepší, tedy INTEL (z příkladu 2) nebo KILL.

Expert rozložil INTEL množství počítačů $N_1 = 25$ studentům, jejichž řešení na testu $\dots \bar{X}_1 = 600$ bodů.
KILL množství počítačů $N_2 = 30$ studentům, jejichž řešení na testu $\dots \bar{X}_2 = 575$ bodů.

Lze říci na libetnou vzdálost $\alpha = 0,05$, že INTEL je statisticky významně lepší než KILL?

Rozvětva: musíme provést oboustranný stat. test, $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$, protože je možné, že INTEL je množstvem s lepším řešením a množstvem řešením je víc i k maturitním řešením.

letošek 1: budeme rozhodout mezi hypotezami ($\bar{X}_1 = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} X_i$; $\bar{X}_2 = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} X_i$)

10/6

H_0 : vyšedek testu merziného na programy: $\mu_{\bar{X}_1} = \mu_{\bar{X}_2}$

H_1 : vyšedek testu rčivého na programy: $\mu_{\bar{X}_1} \neq \mu_{\bar{X}_2}$

letošek 2: limitním místem statistického testu bude rozdíl průměrů $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$.

letošek 3: popíše charakteristickou veličinu $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ než je podle H_0 :

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim H_0 N(\mu_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \mu_{\bar{X}_1} - \mu_{\bar{X}_2} = 0)$$

$$D(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = D(\bar{X}_1) + D(\bar{X}_2) = D\left(\frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} X_i\right) + D\left(\frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} X_i\right) =$$

rozsah 10 000 je rozptyl jednotky místní X_i , tedy informace že místka je p^2 .
a platí i místka N je p^3 .

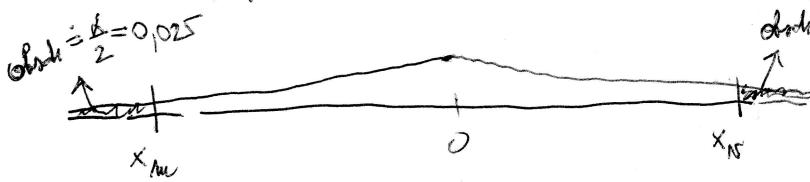
rozptyl veličiny, která má k dispozici rozdílem dvou jiných veličin, se může neodstírat, ale sčítat - případně i je fakt, že rozptyl funguje jako statistická odhadka, tj. (-1) se při zjistění místnosti na domluvu

$$= \frac{10000}{25} + \frac{10000}{30} = 733,33 \Rightarrow \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{733,33} = 27,08$$

$$D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{N} \quad (\text{tedy } \bar{X}_1 - \bar{X}_2 \stackrel{H_0}{\sim} N(\mu = 0, \sigma^2 = 733,33))$$

letošek 4: pro společnou rozdílovou $\alpha = 0,05$ myslíme levého místního rozdílu místnosti:

$\bar{X}_1 - \bar{X}_2$:



$$\frac{x_m - 0}{27,08} = 1,96$$

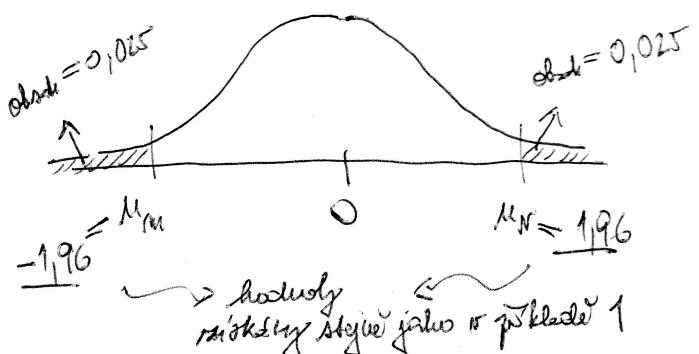
$$\frac{x_{15} - 0}{27,08} = +1,96$$

$$x_m = -53,08$$

$$x_{15} = 53,08$$

$\alpha/2 = 0,025$

\cup :



letošek 5: rozdílu: $\bar{X}_1 - \bar{X}_2 = 600 - 575 = 25 \in (-53,08; 53,08)$, a tož H_0 neplatíme,

oba programy mají jinou místnost. Aby bylo dopad rozdílu místní průměry významný, musí statistický rozdíl být významný!