

**přednáška 11:**  
**test střední hodnoty průměru při **NE**známém  
rozptylu**

**a) test  $\mu_1 = \text{const}$**

**b) test  $\mu_1 = \mu_2$**

## *Literatura v IS:*

Přednáška by měla být přepsána během pondělka 10. května 2021 do textu Ma0008.

## *Dosud probrané testy statistické:*

B) test střední hodnoty binomického rozdělení

C) Test střední hodnoty průměru při známém rozptylu

*A nyní se zaměříme na*

D) Test střední hodnoty průměru při neznámém rozptylu

## Test střední hodnoty průměru při neznámém rozptylu:

V reálných datech rozptyl  $\sigma^2$  většinou neznáme, tj. při pravděpodobnostním či statistickém popisu jej musíme odhadnout

- Odhad rozptylu budeme značit est  $\sigma^2$   
(z anglického „estimate“ = odhad)

## První adept na odhad neznámého rozptylu na základě měření:

$$\text{est } \sigma^2 = s^2 = \left( \frac{1}{N} \cdot \sum_1^N x_i^2 \right) - \bar{x}^2$$

(průměr čtverců MINUS čtverec průměru měření)

- **Problém: tento odhad je vždy o něco menší než skutečný rozptyl**

druhý adept na odhad neznámého rozptylu:

řešení problému: vždy hodnotu  $s^2 = \left(\frac{1}{N} \cdot \sum_1^N x_i^2\right) - \bar{x}^2$   
o kousek zvětšíme, a dostaneme už dobrý odhad  
neznámého rozptylu  $\sigma^2$  :

○ Vynásobíme  $s^2$  číslem  $\frac{N}{N-1}$ , které je větší než 1:

$$\text{est } \sigma^2 = \frac{N}{N-1} \cdot s^2 = \frac{1}{N-1} \cdot \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})^2$$

**Každý odhad rozptylu bude na základě určitého počtu stupňů volnosti:**

**Úloha: nadiktujte mi 5 reálných čísel**  
má 5 stupňů volnosti: 3, 20, -345, 6, 18

**ALE Úloha: nadiktujte mi 5 reálných čísel, jejichž průměr je**  
• **10**, má jen 4 stupně volnosti: 3, 20, -345, 6, ... a poslední číslo je už pevně dáno: musí být takové, aby součet daných pěti čísel byl roven 50, pak jejich průměr bude 10

Podobně i při odhadu rozptylu na základě měření  $N$  hodnot:

$$\text{est } \sigma^2 = \frac{N}{N-1} \cdot s^2 = \frac{1}{N-1} \cdot \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})^2$$

... ve vzorci je už vypočten průměr  $\bar{x}$ , při výpočtu rozptylu určujeme průměr kvadratických odchylek od tohoto průměru, tj. volnost tohoto odhadu je o jednu hodnotu menší, čili  $V = N - 1$



**Obecně platí pro počty stupňů volnosti v jednom souboru měření:**

Počet stupňů volnosti odhadu = počet měření MINUS počet parametrů odhadovaných již dříve

## párový *t*-test

(experiment opakovaného měření ... na jednom souboru jedinců provedeme dvojí měření)

Příklad 4:

Chceme zjistit, zda kofein (káva) zvyšuje srdeční tep. Proto u 9 lidí změříme srdeční tep, a potom měření zopakujeme poté, co vypili šálek kávy s kofeinem

## Získala se následující data:

Tep bez kofeinu	Tep po šálku kávy	Rozdíly obou měření
70	76	6
60	61	1
49	52	3
72	71	-1
70	81	11
66	70	4
55	55	0
54	61	7
80	89	9

*Ze sloupce odchylek vidíme, že tep se po kávě zvýšil;  
chceme ale rozhodnout na základě stat. testu*

K1)  $H_0: \mu = 0$  (průměr odchylek je zhruba nulový, srdeční tep nezávisí na kofeinu)

$H_1: \mu \neq 0$  (tep závisí na kofeinu, odchylky mezi oběma situacemi jsou významně různé)

K2) kritérium ... průměr  $\bar{X}$ , respektive jeho normovaná hodnota  $\frac{\bar{X}-0}{\text{est } \sigma_{\bar{X}}}$  ... děláme skoro totéž co u veličiny s normálním rozdělením, odečítáme střední hodnotu a dělíme (nikoli odchylkou, ale) odhadem odchylky

K3)  $\frac{\bar{x}-0}{\text{est } \sigma_{\bar{x}}}$  nelze popsat normálním rozdělením, protože neznáme rozptyl, ale t-rozdělením, které respektuje větší míru nejasnosti než u normálního rozdělení  $N(0;1)$

○ (počet stupňů volnosti odhadu rozptylu je  $N-1$ )

Vzorec hustoty viz skripta, kap. 11 ... hustota je trochu více „rozevřená“, nabývá významných nenulových hodnot na větším intervalu než jen intervalu  $(-3;3)$  u veličiny  $U$

**K4) volíme  $\alpha = 0,05$ , a najdeme kritickou mez neboli interval I pomocí tabulky kritických hodnot**

**(skripta, kapitola 11)**

○  **$t_v (V = 8) = 2,306$**

**$t_m (V = 8) = -2,306$  (kritické hodnoty jsou symetrické vzhledem k nule)**

$$\frac{4,44-0}{1,37} = 3,24 \notin (-2,306; 2,306), \text{ tj. } H_0 \text{ zamítáme!!!!}$$

**K5 ) rozhodnutí testu:**

$\bar{X} = 4,44$  ... průměr daných devíti odchylek

est  $\sigma^2 = \overline{s^2} = 17,03$  ... rozptyl jediné hodnoty měření

est  $\sigma^2_{\bar{X}} = \frac{\overline{s^2}}{N} = \frac{17,03}{9} = 1,89$  ... rozptyl průměru měření!!

est  $\sigma_{\bar{X}} = \sqrt{1,89} = 1,37$  ... odhad odchylky, který potřebujeme



## Konstrukce intervalu spolehlivosti pro neznámou střední hodnotu průměrného navýšení srdečního tepu:

To, že tep je ovlivněn užitím kofeinu, vidíme i na začátku našeho testu

- Spíše než provést statistický test bychom potřebovali vědět, o kolik tepů zhruba se zvýší puls užitím dané dávky kofeinu ( $\mu_{\bar{x}} \neq 0$  ... ale čemu se tedy zhruba  $\mu_{\bar{x}}$  rovná??)

**Interval spolehlivosti tedy podává důležitější informaci než statistický test:**

**Při konstrukci  $(1-\alpha)$  %-ního intervalu spolehlivosti vycházíme z daného statistického testu:**

○  **$H_0$  nezamítáme pro  $\frac{\bar{x} - \mu_{\bar{x}}}{\text{est } \sigma_{\bar{x}}} \in (-t_k(N-1); t_k(N-1))$**

**Meze intervalu splňují dvě rovnice, ze kterých vyjádříme  $\mu_{\bar{x}}$**

Dostaneme :

$$\mu_{\bar{X}} \in (\bar{X} - \text{est } \sigma_{\bar{X}} \cdot t_k(N-1); \bar{X} + \text{est } \sigma_{\bar{X}} \cdot t_k(N-1))$$

A tedy

$$\mu_{\bar{X}} \in (\bar{X} - \sqrt{\frac{s^2}{N}} \cdot t_k(N-1); \bar{X} + \sqrt{\frac{s^2}{N}} \cdot t_k(N-1))$$

○ V našem příkladu  $\mu_{\bar{X}} \in 4,44 \pm \sqrt{\frac{17,03}{9}} \cdot 2,306 = (1,27; 7,61)$  ... puls se s kofeinem zhruba zvýšil o 1 až 7 úderů za minutu

**Mezi stat. testem a intervalem spolehlivosti pro totéž  $\alpha$  existuje jasný vztah:**

**$H_0: \mu_{\bar{x}} = \mu_0$  nebude zamítnuta na hladině významnosti  $\alpha$  právě tehdy, když  $\mu_0 \in$  daného  $(1 - \alpha)\%$ -ního intervalu spolehlivosti pro střední hodnotu průměru  $\mu_{\bar{x}}$ .**

○

**V našem příkladu  $\mu_0 = 0 \notin (1,27; 7,61)$  ... a to odpovídá i výsledku testu, ve kterém jsme  $H_0$  zamítli**

## *nepárový t-test* (typ „dvě skupiny jednou“)

Změříme jednu skupinu za jedné situace (obvyčejně speciální metoda, inovativní podmínka), druhou skupinu za jiné, většinou normální (nijak nepozměněné) situace (tzv. kontrolní skupina)

## Příklad 5:

Chceme porovnat dvě techniky zapamatování 100 slov:

- Skupina 1 ... učí se inovativní technikou,  $N_1 = 5$  lidí
- Skupina 2 ... učí se klasickou metodou,  $N_2 = 7$  lidí

**Získala se následující data (počet zapamatovaných slov ze 100):**

<b>Metoda inovativní</b>	<b>Metoda klasická</b>
43	16
37	22
51	24
27	30
32	18
//	20
//	27

*Provedme statistický test pro tato data:*

**K1)  $H_0: \mu_1 = \mu_2$  (zapamatování nezávisí na technice)**

- **$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$  (střední hodnoty průměrů obou technik jsou rozdílné, zapamatování závisí na metodě)**



K2) kritérium ... rozdíl průměrů  $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ , respektive

normovaná hodnota  $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - 0}{\text{est } \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}}$

K3)  $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 = 0}{\text{est } \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}}$  lze za předpokladu  $H_0$  popsat t-rozdělením, kde odhad rozptylu určíme na základě obou souborů měření (předpokládáme, že vnitřní rozptýlení hodnot je v obou skupinách stejné, tj. že dílčí odhady  $\text{est } \sigma^2_1$ ,  $\text{est } \sigma^2_2$  jsou odhady téhož rozptylu ... )

$$\text{est } \sigma^2 = \frac{4}{4+6} \cdot \overline{S_1^2} + \frac{4}{4+6} \cdot \overline{S_2^2} = \frac{4}{4+6} \cdot 88 + \frac{4}{4+6} \cdot 24,61905 = 49,97143$$

(vážený průměr dvou dílčích rozptylů, volnost první = 4, volnost druhá = 6) ... jedná se o rozptyl jednoho měření!!

**Nyní platí pro  $\text{est } \sigma^2_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$**

$$\text{est } \sigma^2_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = D(\bar{X}_1) + D(\bar{X}_2) = \frac{\text{est } \sigma^2}{5} + \frac{\text{est } \sigma^2}{7} = \frac{49,97143}{5} + \frac{49,97143}{7} = 17,13306$$

**Tedy  $\text{est } \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{17,13306} = 4,13921$**

○

**$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 = 0}{4,13921}$  lze při platnosti  $H_0$  popsat rozdělením  $t$  za  $4+6=10$  stupňů volnosti**

**K4) volíme  $\alpha = 0,05$ , a najdeme kritickou mez neboli interval I pomocí tabulky kritických hodnot**

(skripta viz kap. 11)

○  $t_v (V = 10, \alpha = 20) = 2,228$

$t_m (V = 10, \alpha = 20) = -2,228$

**K5 ) rozhodnutí testu:**

$\bar{X}_1 = 38, \bar{X}_2 = 22,42857$  ... průměry v obou skupinách

$$\circ \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - 0}{4,13921} = \frac{38 - 22,42857 - 0}{4,13921} = 3,761 \notin (-2,228; 2,228),$$

**Tj.  $H_0$  zamítáme, inovativní metoda je statisticky významně lepší**

Lze sestavit interval spolehlivosti pro každou z obou středních hodnot:

$$\frac{\bar{X}_1 - \mu_1}{\text{est } \sigma_{\bar{X}_1}} \in (-t_k(N_1 - 1 + N_2 - 1); t_k(N_1 - 1 + N_2 - 1))$$

Meze intervalu splňují dvě rovnice, ze kterých vyjádříme  $\mu_1$

$$\mu_1 \in (\bar{X}_1 - \sqrt{\frac{49,97143}{5}} \cdot t_k(10); \bar{X}_1 + \sqrt{\frac{49,97143}{5}} \cdot t_k(10)), \text{ a tedy}$$

$$\mu_1 \in 38 \pm \sqrt{\frac{49,97143}{5}} \cdot 2,228 = (38 - 7,043541; 38 + 7,043541) = (30,96; 45,04)$$

**Podobně pro  $\mu_2$ :**

$$\frac{\bar{X}_2 - \mu_2}{\text{est } \sigma_{\bar{X}_2}} \in (-t_k(N_1 - 1 + N_2 - 1); t_k(N_1 - 1 + N_2 - 1))$$

Meze intervalu splňují dvě rovnice, ze kterých vyjádříme  $\mu_2$

$$\mu_2 \in (\bar{X}_2 - \sqrt{\frac{49,97143}{7}} \cdot t_k(10); \bar{X}_2 + \sqrt{\frac{49,97143}{7}} \cdot t_k(10)), \text{ a tedy}$$

$$\mu_2 \in 22,42857 \pm \sqrt{\frac{49,97143}{7}} \cdot 2,228 = (22,42857 - 5,95288; 22,42857 + 5,95288) = (16,4757; 28,3814)$$

*oba intervaly spolehlivosti pro jednotlivé průměry se vůbec nepřekrývají – to přesně odpovídá tomu, že  $H_0$  v příslušném statistickém testu bylo zamítnuto*