

Odpovědi (téma 11)

1.1 Testuje, zda mediány dvou vzorků jsou totožné. Jinými slovy, zda oba vzorky pochází z jedné populace.

$H_0: \sim\mu_1 = \sim\mu_2$.

1.2 Testuje, zda se populační medián (parametr) rovná zvolené hodnotě k (často 0). $H_0: \sim\mu = k$ ($\sim\mu$ je populační medián, k je zvolená hodnota, konstanta).

2.1 všechny čtyři, a-d

2.2 b

2.3 b

2.4 c

2.5 c

2.6 ano

2.7 b

2.8 ${}_{0,95}\chi_7^2 = 14,07$

2.9 Ne, $p > 0,05$; ${}_{0,95}\chi_4^2 = 9,49$

3.1 0,5

3.2 0,05

3.3 cca u 2% průzkumů

3.4 0,08 ; 0,04; 0,02

3.5 Vzroste-li velikost vzorku 4x, směrodatná chyba relativní četnosti klesne na polovinu.

4.1 (0,4; 0,6)

4.2 c

5.1 Pokud počet sourozenců považujeme za poměrovou škálu, můžeme ke srovnání vlastníků s nevlastníky titulu použít t-test pro nezávislé skupiny. Pokud si uvědomíme vysoké pozitivní zešikmení rozložení počtu sourozenců, můžeme se na malém vzorku přiklonit k neparametrickému testu pro srovnání dvou nezávislých skupin – Mann-Whitney U. Pokud bychom brali proměnnou počet sourozenců přesně tak, jak je v zadání, tj. kategoriální proměnnou s 5 kategoriemi: „0“, „1“, „2“, „3“ a „4 a více“, pak bychom použili chí-kvadrát test nezávislosti.

5.2 Úroveň dosaženého vzdělání je obvykle ordinální proměnná. Pohlaví je dichotomická – dává 2 porovnávané nezávislé skupiny. Takže M-W U. Pokud vaše zdůvodněné soudy přisuzovaly proměnné úroveň dosaženého vzdělání jinou úroveň měření, akceptovali jsme to.

6.1 0,25

6.2 ${}_{0,95}\chi_3^2 = 7,82$

6.3 ano, ano, ne

7.

$$2. \chi^2 = \frac{110(255 - 1520)^2}{(55)(55)(53)(57)} = 19.26$$

$$\chi_{\text{crit}}^2 = 3.84 \quad \chi^2(1, N = 110) = 19.26, p < .05$$

8.1 – 8.4

3. a. $df = 1$
 b. $df = 6$
 c. $df = 12$
 d. $df = 2$

9.1 Ho: Není vztah mezi typem nálepky a zastavením policistou.

H1: Proměnné jsou ve vztahu (nejsou nezávislé)

b. and c.

	Stop Brutality Sticker	Smile Sticker	
Stopped	18	5	23
Not Stopped	7	20	27
	25	25	$N = 50$

f_o	f_e	$(f_o - f_e)^2$	$(f_o - f_e)^2 / f_e$
18	11.50	42.25	3.67
5	11.50	42.25	3.67
7	13.50	42.25	3.13
20	13.50	42.25	3.13
			$\chi^2 = 13.60$

$\chi^2_{crit} = 3.84$

9.2 – 9.4

Řidiči s nálepkami o brutalitě jsou zastavováni signifikantně více častěji než ti, co mají nálepky s usmíváním
 $\chi^2(1, N = 50) = 13,60, p < 0,05$.

10.

5. a. (f_o)

30	50	20	20	120
10	30	40	20	100
40	80	60	40	$N = 220$

(f_e)

21.82	43.64	32.73	21.82
18.18	36.36	27.27	18.18

b. (f_o)

7	7	14
5	11	16
12	18	$N = 30$

(f_e)

5.60	8.40
6.40	9.60

11.

8.	Sun.	Mon.	Tues.	Wed.	Thurs.	Fri.	Sat.
f_o	56	29	17	22	25	15	33
f_e	28.14	28.14	28.14	28.14	28.14	28.14	28.14
f_o	f_e	$(f_o - f_e)^2$	$(f_o - f_e)^2 / f_e$				
56	28.14	776.18	27.58				
29	28.14	.74	.03				
17	28.14	124.10	4.41				
22	28.14	37.70	1.34				
25	28.14	9.86	.35				
15	28.14	172.66	6.14				
33	28.14	23.62	.84				
			$\chi^2 = 40.69$				

$$\chi^2_{crit} = 12.59$$

$$\chi^2(6, N = 197) = 40.69, p < .05$$

12. Ne. Porušeny jsou předpoklady nezávislosti pozorování, neboť některé subjekty jsou reprezentovány ve více než jednom políčku.

13. Existuje asociace mezi diabetem a prodlouženým hojením ran, neboť u diabetiků se častěji vyskytuje protražované hojení, $\chi^2(df=1) = 137,08$, CHIDIST(137;1)= $1,2 \cdot 10^{-31}$, $p < 0,05$.

14. Není zde žádný odlišující efekt jednotlivých druhů léčby $\chi^2(df=3) = 0,75$, =CHIDIST(137;1)=0,86, $p > 0,05$.

15.1 $H_0: Md_{KBT} = Md_{PA} (=6,5)$ $H_1: Md_{KBT} \neq Md_{PA}$ (Md je zde parametr)

15.2 Jde o 2 nezávislé skupiny, pořadová data, tj. Mann-Whitney U (nebo mediánový test, Wilcoxonův test pro nezávislé výběry)

Výsledky testu Manna-Whitneyho v podání SPSS:

Ranks	skupina	N	Mean Rank	Sum of Ranks
poradi	KBT	6	8,50	51,00
	PA	6	4,50	27,00
	Total	12		

Test Statistics(b)	poradi
Mann-Whitney U	6,000
Wilcoxon W	27,000
Z	-1,922
Asymp. Sig. (2-tailed)	,055
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	,065(a)
Exact Sig. (2-tailed)	,065
Exact Sig. (1-tailed)	,032
Point Probability	,012

a Not corrected for ties.

b Grouping Variable: skupina

15.3 Na 5% hladině významnosti nemůžeme nulovou hypotézu zamítnout, tj. musíme se držet toho, že rozdíl mezi skupinami se nám nepodařilo prokázat. Kdyby mezi typy výcvikových skupin nebyly rozdíly v dovednosti studentů dělat rozhovory, pak ty rozdíly, které nám vyšly (studenti KBT v našem vzorku byli lepší než PA) mohly být způsobeny náhodou (=výběrová chyba) s pravděpodobností 0,055 (nebo 0,065 podle přesnosti určení). Nicméně pravděpodobnost takto extrémního nebo extrémnějšího výsledku je poměrně malá a od zvolené hladiny významnosti se příliš neliší. Proto by bylo dobré pokus zopakovat, ideálně na větším vzorku.

16.

1.	f_o	f_e	$(f_o - f_e)^2$	$(f_o - f_e)^2 / f_e$	R
	70	79.60	92.16	1.16	-1.08
	160	159.20	.64	.004	.06
	168	159.20	77.44	.49	.70
	30	20.40	92.16	4.52	2.13
	40	40.80	.64	.016	-.13
	32	40.80	77.44	1.90	-1.38
				$\chi^2 = 8.09$	
				$\chi^2_{crit} = 5.99$	

Vidíme, že je zde více neúspěšných odpovědí na hypnózu, než by bylo očekáváno na základě náhody, $\chi^2(2, N = 500) = 8,09$. Pole neúspěšná odpověď na hypnózu dává signifikantní přínos k signifikantnímu χ^2 .

$$17.1 s_p = \sqrt{[10(100-10)/100]} = \sqrt{9} = 3$$

$$(10 - \text{normsinv}(0,025) * s_p; 10 + \text{normsinv}(0,025) * s_p) = (10 - 1,96 * 3; 10 + 1,96 * 3) = (4; 16)$$

$$17.2 s_p = \sqrt{[90(100-90)/100]} = \sqrt{9} = 3$$

$$(90 - \text{normsinv}(0,025) * s_p; 90 + \text{normsinv}(0,025) * s_p) = (90 - 1,96 * 3; 90 + 1,96 * 3) = (84; 96)$$

18.1 chí-kvadrát

18.2

$$A. \quad f = 40 \quad f_0 = 33,3 \quad (f - f_0)^2 / f_0 = 1,33$$

$$B. \quad f = 32 \quad f_0 = 33,3 \quad (f - f_0)^2 / f_0 = 0,05$$

$$C. \quad f = 28 \quad f_0 = 33,3 \quad (f - f_0)^2 / f_0 = 0,85 \quad \chi^2 = 2,24$$

$$\chi^2_{crit} = \text{CHIINV}(0,05; 2) = 5,99$$

$\chi^2(2) = 2,24; p > 0,05$ – nulová hypotéza nebyla zamítnuta, rozdíl mezi kandidáty není na 5% hladině statisticky významný

$$19.1 H_0: \sim \mu_{starší} = \sim \mu_{mladší}; \quad H: \sim \mu_{starší} \neq \sim \mu_{mladší}$$

19.2 důvody, proč byl v tomto případě zvolen neparametrický Wilcoxonův test, mohou být v zásadě dva: (1) důvěra ve vztahu s rodiči je výzkumníkem chápána jako ordinální proměnná, (2) pokud byla data sebrána na adolescentech docházejících do terapie, lze očekávat problematické rozložení hodnot (výrazná nenormalita + výskyt outlierů); variantu pro dva závislé výběry bylo třeba použít, protože porovnávané skupiny na sobě nejsou nezávislé (jde o sourozenecké dvojice); oproti jiným testům v této kategorii (např. znaménkovému testu) má Wilcoxonův test větší statistickou sílu.

19.3 mladší sourozenci mají signifikantně větší důvěru ve vztahu s rodiči než starší

19.4 na základě prezentovaných statistik nelze o velikosti případného rozdílu nic určit

19.5 lze použít znaménkový test pro dva závislé výběry; pokud bychom chápali důvěru jako intervalovou či poměrovou proměnnou, potom by bylo možné zvážit i použití párového t-testu