

Statistika

(D360P03Z, D360P03U)

Karel Zvára

15. listopadu 2004

připomeňme příklad s hrací kostkou

- odhadujeme pravděpodobnost šestky
- kostka A: $n = 100, n_A = 17, f_A = 0,17 \Rightarrow 95\% \text{ int. spol.}(0,10; 0,24)$
- kostka B: $n = 100, n_B = 41, f_B = 0,41 \Rightarrow 95\% \text{ int. spol.}(0,31; 0,51)$
- důležitý rozdíl: u kostky A patří $1/6 = 0,167$ do intervalu spolehlivosti; u kostky B nikoliv
- co se dá z tohoto zjištění usoudit?
- použijeme **testování hypotéz**

2

testování hypotéz (1)

- **(nulová) hypotéza H_0 :** – zjednoduší situaci, zpravidla se jí snažíme vyvrátit, abychom věcně něco prokázali
- **alternativa H_1 : (alternativní hypotéza)** – opak nulové hypotézy, zpravidla to, co chceme dokázat
- možná rozhodnutí
 - **zamítnout H_0** pokud naše data svědčí proti H_0
 - **nezamítnout H_0** (přijmout H_0) pokud *není dost důvodů* H_0 zamítnout
- nelze zaručit bezchybnost rozhodnutí

testování hypotéz (2)

- protože nelze zaručit bezchybnost rozhodnutí, mohou nastat chyby:
 - **chyba 1. druhu**, když zamítneme platnou hypotézu
 - **chyba 2. druhu**, když nepoznáme, že hypotéza neplatí a nezamítneme ji
- nechceme často *chybně* zamítat H_0 (falešně něco věcně prokazovat), proto zvolíme nízkou hladinu testu α (nejčastěji $\alpha = 5\%$)
- **hladina testu α** = maximální přípustná pravděpodobnost chyby 1. druhu
- **síla testu** = pravděpodobnost správného zamítnutí neplatné hypotézy

schéma testování hypotéz

rozhodnutí	H_0 platí	H_0 neplatí
H_0 zamítnout	chyba 1. druhu (pst $\leq \alpha$) hladina testu	správné rozhodnutí (pst $1 - \beta$) síla testu
H_0 nezamítnout (přijmout)	správné rozhodnutí (pst $\geq 1 - \alpha$)	chyba 2. druhu (pst β)

postup při rozhodování

- zvolit hypotézu H_0 , alternativu H_1
- zvolit hladinu testu α
- zvolit metodu rozhodování (test)
- z dat spočítat testovou statistiku T a porovnat ji s tabelovanou kritickou hodnotou
- když padne T do **kritického oboru**, pak H_0 zamítnout (zpravidla, když $T \geq t_0$, t_0 – kritická hodnota)
- **kritický obor** – množina těch výsledků pokusu (např. hodnot T), kdy budeme hypotézu zamítat

5

6

příklad: padá na kostce šestka příliš často?

- chceme na 5% hladině prokázat, že pravděpodobnost šestky je velká (tj. větší než $1/6$)
- $H_0 : P(\text{padne šestka}) = 1/6$ ($= \pi_0$)
- $H_1 : P(\text{padne šestka}) > 1/6$ ($\neq \pi_0$)
- co svědčí pro neplatnost hypotézy?
„šestka padá mnohem častěji, než by měla“
- provedeme $n = 100$ pokusů, Y počet šestek
- hypotézu budeme zamítat, když $Y > y_0$
- za platnosti H_0 má počet šestek Y rozdelení $bi(n, 1/6)$
- y_0 zvolit tak, aby za hypotézy bylo $P(Y > y_0) \leq \alpha$

7

příklad přesné volby kritického oboru

y_0	19	20	21	22	23
$P(Y > y_0)$	0,220	0,152	0,100	0,063	0,038

- podmínu $P(Y > y_0) \leq 0,05$ splňuje $y_0 = 23$
- padne-li ve 100 nezávislých hodech kostkou více než 23 šestek, budeme na **5% hladině zamítat hypotézu**, že pst šestky je $1/6$ **ve prospěch alternativy**, že pst šestky je větší než $1/6$ (dáno zvolenou alternativou)
- padlo nám $Y = Y_0 = 17$ šestek, hypotézu nezamítáme, což neznamená, že bychom hypotézu prokázali
- pro $\alpha = 10\%$ bychom zvolili $y_0 = 21$

8

příklad: volba kritického oboru (přibližně)

- použijme přibližné tvrzení za $H_0: Y \sim N(n\pi_0, n\pi_0(1 - \pi_0))$, potom

$$\begin{aligned} P(Y > y_0) &= 1 - P(Y < y_0) \\ &= 1 - P\left(\frac{Y - n\pi_0}{\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}} < \frac{y_0 - n\pi_0}{\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}}\right) \\ &\doteq 1 - \Phi\left(\frac{y_0 - n\pi_0}{\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}}\right) = \alpha (= 0,05) \end{aligned}$$

- tabulka kritických hodnot dá $z(\alpha)$, musí platit $z(\alpha) = \frac{y_0 - n\pi_0}{\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}}$
tedy

$$y_0 = n\pi_0 + z(\alpha)\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}, \text{ v našem příkladu}$$

$$y_0 = 100/6 + 1,645 \cdot \sqrt{500/36} \doteq 23$$

9

p-hodnota

- spočítat k T_0 odpovídající *p*-hodnotu a porovnat ji s α
- ***p*-hodnota** p je nejmenší α , při kterém H_0 z daných dat ještě zamítáme
- *p*-hodnota p je za platnosti H_0 spočítaná *pravděpodobnost* výsledků stejně nebo *méně příznivých* pro H_0
- zamítнout H_0 , když je $p \leq \alpha$
- *p*-hodnotu počítají moderní počítačové programy
- existují úlohy, kdy se rozhoduje pouze podle *p*-hodnoty (např. Fisherův exaktní test ve čtyřpolní tabulce)

10

příklad: rozhodování pomocí *p*-hodnoty

- snažíme se prokázat, že šestka padá příliš často
- padlo nám $Y_0 = 17$, proto (vzorec pro psti binomického rozdělení)

$$p = P(Y \geq 17) = \sum_{k=17}^{100} \binom{100}{k} \left(\frac{1}{6}\right)^k \left(1 - \frac{1}{6}\right)^{100-k} = 0,506$$

- protože $50,6\% > 5\%$, hypotézu nemůžeme na 5% hladině zamítout, netvrdíme, že pst šestky je větší než $1/6$
- neprokázali jsme však, že by hypotéza platila

11

příklad: kostka a oboustranná alternativa

- chceme ověřit, zda je kostka v pořádku
- pokusíme se prokázat, že šestka padá příliš často nebo příliš zřídka
- $H_0: P(\text{padne šestka}) = 1/6$
- $H_1: P(\text{padne šestka}) \neq 1/6$
- je to **oboustranná alternativa** (na rozdíl od jednostranné)
- proti hypotéze svědčí malé nebo velké hodnoty Y
- pst chyby 1. druhu α rozdělíme na dvě poloviny: pro příliš malé a příliš velké Y

12

příklad: kostka, oboustranná alternativa

y_0	9	10	11	...	23	24	25
$P(Y < y_0)$	0,010	0,021	0,042	...	0,937	0,962	0,978
$P(Y > y_0)$	0,979	0,957	0,922	...	0,038	0,022	0,012

- H_0 zamítneme, když bude $Y < 10$ nebo když bude $Y > 24$
- skutečná pst chyby 1. druhu bude $0,021 + 0,022 = 0,043$
- hodnoty v rozmezí 10 až 24 (včetně obou mezí) nesvědčí proti H_0

13

oboustranná alternativa přibližně

- $H_0 : P(\text{padne šestka}) = 1/6 \quad (= \pi_0)$
- $H_1 : P(\text{padne šestka}) \neq 1/6 \quad (\neq \pi_0)$
- proti alternativě svědčí Y hodně daleko od EY , tj. rel. četnost $f = Y/n$ daleko od π_0 :

$$P\left(\left|\frac{Y - n\pi_0}{\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}}\right| > z(\alpha/2)\right) = \alpha$$

- zamítáme tedy, je-li

$$Y < n\pi_0 - z(\alpha/2)\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)} \doteq 9,36$$

nebo

$$Y < n\pi_0 + z(\alpha/2)\sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)} \doteq 23,97$$

14

znovu hodnocení četností

23	11	34
30	17	47
17	1	18
70	29	99

24,0	9,9	34
33,3	13,8	47
12,7	5,3	18
70	29	99

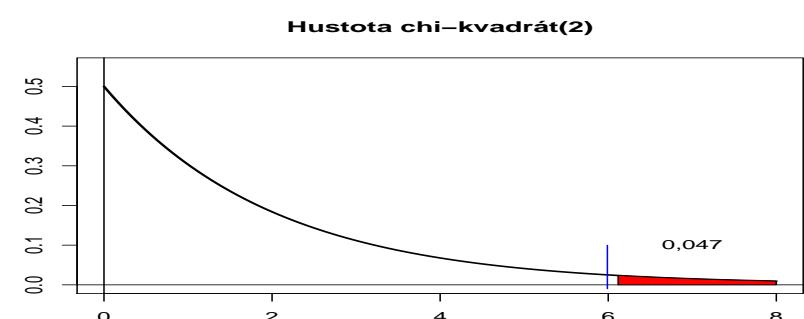
- statistika χ^2 porovnává skutečné četnosti (vlevo) s očekávanými (vpravo) za hypotézy

$$\chi^2 = \frac{(23 - 24,0)^2}{24,0} + \frac{(11 - 9,9)^2}{9,9} + \dots + \frac{(1 - 5,3)^2}{5,3} = 6,12 > 5,99 = \chi^2_2(0,05)$$

- statistika χ^2 je větší, než kritická hodnota $\chi^2_2(0,05)$, závislost je na 5% hladině prokázána ($p = 0,047$)

15

grafická představa



- červená plocha = p -hodnota, modrá čára = hodnota statistiky

16