

TESTY O PROPORCI A TESTY V MULTINOMICKÉM ROZDĚLENÍ

11. CVIČENÍ

1 JEDNOVÝBĚROVÝ PROBLÉM PRO BINÁRNÍ DATA.

V roce 2015 se v České republice živě narodilo 110 764 dětí, z toho 53 947 dívek a 56 817 chlapců (zdroj ČSÚ, Tabulka 1, odhalíte zjevnou chybu v posledním řádku tabulky?). Zajímá nás, zda je pravděpodobnost narození chlapce $1/2$. Označme ji dále jako p .

1. Jaký předpokládáme model a jaké budeme testovat hypotézy? Jak vychází bodový odhad pravděpodobnosti p narození chlapce?
2. Nejprve budeme uvažovat Wilsonův test založený na testové statistice

$$W_n = \sqrt{n} \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)}},$$

která má asymptoticky normální rozdělení $N(0, 1)$.

Test můžeme provést buď „ručně“ nebo za pomoci funkce `prop.test`.

```
alpha=0.05
n=110764
divky=53947
chlapci=56817
```

```
#rucne:
p0=1/2
W=sqrt(n)*(chlapci/n - p0)/sqrt(p0*(1-p0))
(q=qnorm(1-alpha/2))
2*(1-pnorm(abs(W)))
```

```
# pomoci funkce v R
prop.test(chlapci,n,p=1/2,correct=FALSE)
```

Jaký je náš závěr?

3. Připomeňte si vztah mezi W_n a testovou statistikou uváděnou funkcí `prop.test`. Vypočtete p -hodnotu pomocí rozdělení této statistiky.
4. Mohli bychom uvažovat i jinou testovou statistiku Z_n , která by měla také asymptoticky $N(0, 1)$ rozdělení? Proveďte ručně test pomocí této statistiky.
5. Vzpomeňte si, jak byste zkonstruovali (klasický) asymptotický interval spolehlivosti pro p ? Jedná se o interval, který vrací funkce `prop.test`?
6. Nyní provedeme test téže hypotézy pomocí přesného testu. Připomeňte si princip tohoto testu.

```
binom.test(chlapci,n,p=1/2)
```

Na jakém rozdělení je založený tento test? Jaký je nyní náš závěr?

Pozor, reportovaná p -hodnota je počítaná jinak, než je uvedeno ve skriptech. Viz bod (i) v Doplňujících informacích.

Jak bychom spočetli uváděný interval spolehlivosti? Je přesný nebo asymptotický?

7. Jelikož alternativní rozdělení splňuje předpoklady centrální limitní věty, mohli bychom použít i asymptotický t-test.

– Odvod'te, jak vypadá v tomto případě testová statistika T_n . Jak se liší od testové statistiky Z_n ?

– Nyní t-test provedeme (potřebujeme ale naše data ve formě vektoru 0 a 1). Ten vyrobíme následovně:

```
data=c(rep(1,chlapci),rep(0,divky))
t.test(data,mu=0.5)
```

8. V rámci přednášky jste probírali přesný interval spolehlivosti, klasický asymptotický (dále Waldův interval) a Wilsonův interval. Ve skriptech lze nalézt ještě i interval spolehlivosti založený na logitu. Stáhněte si z Moodle a načtěte si soubor `pokryti.R`, který obsahuje předem připravenou funkci, která počítá pro všechny čtyři metody skutečné pokrytí pro různé hodnoty parametru p a pro zadaný rozsah výběru n . Výsledkem je tedy graf skutečného pokrytí v závislosti na p a tabulka délky jednotlivých intervalů pro několik různých p . Vyzkoušejte tuto funkci pro několik různých voleb n :

```
source("pokryti.R")
```

```
pokryti(n=20)
pokryti(n=50)
pokryti(n=200)
```

Jak je to se skutečným pokrytím přesného intervalu spolehlivosti? Který z intervalů spolehlivosti Vám připadá nejlepší?

2 DVOUVÝBĚROVÝ PROBLÉM PRO BINÁRNÍ DATA

Zajímá nás, zda je pravděpodobnost narození chlapce stejná v ČR a na Slovensku. Na Slovensku se v roce 2015 narodilo živě 55 615 dětí, z nichž bylo 28 703 chlapců a 26 912 děvčat (zdroj [Národní centrum zdravotnických informací](#), Tabulka 33 na str. 45).

```
nSR= 55615
chlapciSR=28703
divkySR=26912
```

9. Porovnejte procentuální zastoupení chlapců mezi narozenými dětmi pro ČR a SR. Vykreslete i vhodné obrázky.
10. Provedeme dvouvýběrový test o proporci založený na rozdílu pravděpodobností.

- Jaký předpokládáme model? Jak zní testované hypotézy?
- Testová statistika, kterou počítá R ve funkci `prop.test` je založená na statistice

$$\tilde{T}_d = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\tilde{p}(1 - \tilde{p})(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})}},$$

kde \tilde{p} je odhad společné pravděpodobnosti úspěchu za nulové hypotézy. Funkce nám ve výstupu dává \tilde{T}_d^2 .

- Provedeme test:
`prop.test(c(chlapci, chlapciSR), c(n, nSR), correct=FALSE)`

Jaký učiníme závěr na základě tohoto testu?

11. Ještě spočítáme testovou statistiku ručně

```
xCR=chlapci/n
xSR=chlapciSR/nSR
xall=(chlapci+chlapciSR)/(n+nSR)

(Td=(xCR-xSR)/sqrt(xall*(1-xall)*(1/n+1/nSR)))
2*(1-pnorm(abs(Td)))
```

12. Alternativně bychom mohli odhadnout rozptyl v každém výběru zvlášť a použít tak statistiku

$$T_d = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}_1(1 - \hat{p}_1)/n + \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)/m}},$$

známou z přednášky:

```
(Td2=(xCR-xSR)/sqrt(xCR*(1-xCR)/n+xSR*(1-xSR)/nSR))
2*(1-pnorm(abs(Td2)))
```

13. Pro danou situaci bychom mohli použít i asymptotický dvouvýběrový t-test:

```
dataSR=c(rep(1, chlapciSR), rep(0, divkySR))

t.test(data, dataSR)
```

Porovnejte výslednou p-hodnotu s výsledkem funkce `prop.test`. Jak se liší testové statistiky?

14. Proveďte ručně test založený relativním rizikem, kdy testujeme $H_0 : r_X = p_1/p_2 = 1$, kde použijeme testovou statistiku

$$T_r = \frac{\log \hat{p}_1 - \log \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{1}{n} \frac{1 - \hat{p}_1}{\hat{p}_1} + \frac{1}{m} \frac{1 - \hat{p}_2}{\hat{p}_2}}}.$$

Spočtěte i asymptotický intervalový odhad r_X .

```

r=xCR/xSR
sd=sqrt(1/n*(1-xCR)/xCR+1/nSR*(1-xSR)/xSR)
(Tr=(log(r))/sd)
2*(1-pnorm(abs(Tr)))

# int. odhad
c(r*exp(-q*sd),r*exp(q*sd))
    
```

Případně bychom mohli test shody pravděpodobností založit na tzv. poměru šancí

$$o_X = \frac{\frac{p_1}{1-p_1}}{\frac{p_2}{1-p_2}} = \frac{p_1(1-p_2)}{p_2(1-p_1)}$$

a testovat $H_0 : o_X = 1$. Z přednášky víme, že $\frac{\log \hat{o} - \log o_X}{\hat{V}_0^{1/2}}$ má asymptoticky $N(0, 1)$, kde

$$\hat{V}_0 = \frac{1}{n\hat{p}_1} + \frac{1}{n(1-\hat{p}_1)} + \frac{1}{m\hat{p}_2} + \frac{1}{m(1-\hat{p}_2)}$$

```

(o=xCR/(1-xCR)*(1-xSR)/xSR)
V=1/chlapci+1/(n-chlapci)+1/chlapciSR+1/(nSR-chlapciSR)
(To=log(o)/sqrt(V))
2*(1-pnorm(abs(To)))
    
```

3 TESTY PRAVDĚPODOBNOTÍ V MULTINOMICKÉM ROZDĚLENÍ

V rámci přednášky pro studenty chemie PřF UK v letech 2006-2013 bylo zjišťováno mimo jiné, v jakém měsíci slaví studenti narozeniny. Naměřena byla data uvedená v tabulce 1.

Měsíc	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Počet studentů	29	20	23	28	35	25	31	33	31	26	23	24

Tabulka 1: Počty narozených studentů v jednotlivých měsících.

Data zapsaná v R :

```
x=c(29, 20, 23, 28, 35, 25, 31, 33, 31, 26, 23, 24 )
```

15. Zajímá nás, zda je pravděpodobnost narození v lednu stejná jako pravděpodobnost narození v prosinci.

Budeme tedy předpokládat, že \mathbf{X} je náhodný vektor s multinomickým rozdělením $\text{Mult}_{12}(n, \mathbf{p})$, kde $n = 328$ a $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_{12})^\top$.

- (a) Formulujte nulovou a alternativní hypotézu.
- (b) Odhadněte parametry uvažovaného multinomického rozdělení. Vhodně graficky znázorněte pomocí funkce `barplot`.

- (c) Navrhnete vhodnou testovou statistiku. Využijte při tom, že z přednášky víte, že pro vektor \mathbf{c} platí

$$\sqrt{n}(\mathbf{c}^\top \hat{\mathbf{p}} - \mathbf{c}^\top \mathbf{p}) \xrightarrow{D} N(0, V_c), \quad V_c = \mathbf{c}^\top \mathbf{V} \mathbf{c},$$

kde $\mathbf{V} = \text{diag}(\mathbf{p}) - \mathbf{p}\mathbf{p}^\top$.

- (d) Pomocí R test ručně proveďte. Pro výpočet \hat{V}_c si buď příslušný výraz zjednodušte a vyjádříte pomocí \hat{p}_1 a \hat{p}_{12} nebo můžeme použít násobení matic pomocí `%*%`. Např. pro známé \mathbf{p} matici \mathbf{V} vytvoříme následovně

```
V=diag(p)-p%*%t(p)
```

16. Otestujte, zda je pravděpodobnosti narození dítěte v I. čtvrtletí větší než pravděpodobnost narození ve III. čtvrtletí. Formulujte opět nulovou a alternativní hypotézu a proveďte ručně vhodný test.

4 TESTY DOBRÉ SHODY SE ZNÁMÝMI PARAMETRY

17. Zajímá nás, zda se děti rodí rovnoměrně během roku.

- (a) Formulujte nulovou hypotézu a alternativu, které nás zajímají.
 (b) Uložte si hodnotu \mathbf{p}_0 z H_0 do vektoru `p0`. Dále provedeme test

```
barplot(cbind(p.hat,p0),beside=TRUE)
```

```
chisq.test(x,p=p0,correct=FALSE)
```

Jaký je náš závěr?

- (c) Připomeňte si,
 – zda se jedná o přesný nebo asymptotický test a z jakého rozdělení je spočtena p-hodnota,
 – co by mělo být splněno, aby bylo použití asymptotického testu rozumné,
 – jak byste počítali hodnotu testové statistiky ručně.
 (d) Kdybychom chtěli vědět, v kterých kategoriích se pozorovaná četnost od testované nulové nejvíce liší, můžeme se podívat na tzv. rezidua

```
chisq.test(x,p=p0,correct=FALSE)$residuals
```

5 SAMOSTATNÁ PRÁCE

- Rozhodněte, zda lze tvrdit, že jsou pravděpodobnosti narození chlapce a dívky v ČR v poměru 21:20.
- Mění se pravděpodobnost narození chlapce v čase?
 - V roce 2010 se na Slovensku narodilo živě 60 410 dětí, z nichž bylo 30 544 chlapců a 29 866 děvčat. Zjistěte, zda pravděpodobnost narození chlapce na Slovensku od roku 2010 vzrostla.
 - V roce 2008 se v České republice živě narodilo 119 570 dětí, z toho 58 244 dívek a 61 326 chlapců (zdroj ČSÚ). Zjistěte, zda se pravděpodobnost narození chlapce liší pro roky 2008 a 2015.

3. Odhadněte intervalově, kolikrát je pravděpodobnost narození chlapce v ČR vyšší než pravděpodobnost narození dívky.

Musíte si sami odvodit vzoreček. Bude se hodit delta věta.

6 DOPLŇUJÍCÍ INFORMACE PRO ZÁJEMCE

- (i) Funkce `binom.test` nepočítá p-hodnotu podle vzorce ze skript, ale trochu jinak. Uvažujme test hypotézy $H_0 : p_X = 0.14$ proti oboustranné alternativě a data $X_n = 6$ a $n = 20$. Podle definice ze skript bychom p-hodnotu spočetli následovně:

```
Xn=6;n=20;p0=0.14
2*min(pbinom(Xn, size = n, p = p0), 1-pbinom(Xn-1, size = n, p = p0))
```

```
binom.test(Xn,n,p=p0)
```

To ale neodpovídá p-hodnotě ve funkci `binom.test`. Tato funkce považuje za hodnoty, které stejně nebo ještě více svědčí proti H_0 , ty hodnoty, jejichž pravděpodobnost napozorování za nulové hypotézy je stejná nebo menší, než co jsme napozorovali ve skutečnosti:

```
qq <- as.logical(dbinom(0:n, size = n, p = p0) <= dbinom(Xn, size=n, p=p0));
```

```
# p-hodnota
sum(dbinom(0:n, size = n, p = p0)[qq])
```

- (ii) Porovnání hladiny testu a síly statistik T_d a \tilde{T}_d pro dvouvýběrový problém:

```
opak=1000
n1=20
n2=40
p.T1=numeric(opak)
p.T2=numeric(opak)
for(i in 1:1000){
  x=rbinom(1,size=n1,prob=1/4)
  y=rbinom(1,size=n2,prob=1/4)
  p.T1[i]=prop.test(c(x,y),c(n1,n2),correct=F)$p.val

  var2=(x/n1)*(1-x/n1)/n1+(y/n2)*(1-y/n2)/n2
  T2=(y/n2- x/n1)/sqrt(var2)
  p.T2[i]=2*pnorm(-abs(T2))
}

mean(p.T1<=0.05)
mean(p.T2<=0.05)
```

Takto sledujeme hladiny testu. Když změníme $1/4$ v předpisu pro generování jednoho z výběrů, tak dostaneme odhad síly testu.