

Aplikovaná statistika I

Téma 8: Jednovýběrové parametrické testy

Veronika Bendová

bendova.veroonika@gmail.com

Jednovýběrové parametrické testy

- jeden objekt \rightarrow jeden znak / více znaků najednou
 - $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$
 - test o rozptylu σ^2
 - test o střední hodnotě μ při neznámém rozptylu σ^2
 - $(R_1, L_1)^T, \dots, (R_n, L_n)^T \sim N_2(\mu, \Sigma)$, párová data
 - párový test \rightarrow test o střední hodnotě při neznámém rozptylu σ^2
 - $(X_1, Y_1)^T, \dots, (X_n, Y_n)^T \sim N_2(\mu, \Sigma)$, ale nejde o párová data
 - test o korelačním koeficientu ρ
 - test o nezávislosti
 - $X_1, \dots, X_n \sim \text{Alt}(p)$
 - test o pravděpodobnosti p

Přístupy testování hypotéz

- literární rešerše + design studie (H_0, H_1, α) + sběr dat
 - test kritickým oborem
 - hodnota testovací statistiky t_0 + kritický obor W
 - pokud $t_0 \in W$, H_0 **zamítáme** na hladině významnosti α
 - test intervalem spolehlivosti
 - $100(1 - \alpha)\%$ IS + konstanta c z H_0
 - pokud $c \in IS$, H_0 **nezamítáme** na hladině významnosti α
 - test p -hodnotou
 - p -hodnota p + hladina významnosti α
 - pokud $p \leq \alpha$, H_0 **zamítáme** na hladině významnosti α
- rozhodnutí o zamítnutí/nezamítnutí H_0 + interpretace výsledků

Test o rozptylu (Test o směrodatné odchylce)

- X_1, \dots, X_n je náhodný výběr z $N(\mu, \sigma^2)$, μ neznáme a c je konstanta

- **Hypotézy:**

- $H_{01} : \sigma^2 = \sigma_0^2$ oproti $H_{11} : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ (oboustranná alt.)
- $H_{02} : \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ oproti $H_{12} : \sigma^2 > \sigma_0^2$ (pravostranná alt.)
- $H_{03} : \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ oproti $H_{13} : \sigma^2 < \sigma_0^2$ (levostranná alt.)

- **Test kritickým oborem**

- testovací statistika: $F_W = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$

- kritický obor:

- $H_{11} : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ $W = (0; \chi_{n-1}^2(\alpha/2)) \cup (\chi_{n-1}^2(1 - \alpha/2), \infty)$
- $H_{12} : \sigma^2 > \sigma_0^2$ $W = (\chi_{n-1}^2(1 - \alpha); \infty)$
- $H_{13} : \sigma^2 < \sigma_0^2$ $W = (0; \chi_{n-1}^2(\alpha))$

$\chi_{n-1}^2(\alpha)$ je α kvantil χ^2 rozdělení o $n - 1$ stupních volnosti ... `qchisq(alpha, n - 1)`

- **Test intervalem spolehlivosti**

- konstanta σ_0^2 + interval spolehlivosti:

- $H_{11} : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ $(d, h) = \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1}^2(1-\alpha/2)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1}^2(\alpha/2)} \right)$
- $H_{12} : \sigma^2 > \sigma_0^2$ $(d, \infty) = \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1}^2(1-\alpha)}, \infty \right)$
- $H_{13} : \sigma^2 < \sigma_0^2$ $(0, h) = \left(0, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1}^2(\alpha)} \right)$

- **Test p -hodnotou**

- hladina významnosti α + p -hodnota

- $H_{11} : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ p -hodnota = $2 \min(\Pr(F_W \leq f_W), \Pr(F_W > f_W)) = 2 \min(\text{pchisq}(f_W, n - 1), 1 - \text{pchisq}(f_W, n - 1))$
- $H_{12} : \sigma^2 > \sigma_0^2$ p -hodnota = $\Pr(F_W > f_W) = 1 - \text{pchisq}(f_W, n - 1)$
- $H_{13} : \sigma^2 < \sigma_0^2$ p -hodnota = $\Pr(F_W \leq f_W) = \text{pchisq}(f_W, n - 1)$

Dataset: 11-two-samples-means-skull.txt

Datový soubor 11-two-samples-means-skull.txt obsahuje původní kranio-metrické údaje o basion-bregmatické výšce lebky u 215 dospělých mužů a 107 dospělých žen ze starověké egyptské populace. Data pochází z archivních materiálů (Schmitd, 1888).

Popis proměnných v datasetu:

- id ... pořadové číslo;
- pop ... populace (egant - egyptská starověká);
- sex ... pohlaví jedince (m - muž, f - žena);
- upface.H ... basion-bregmatická výška lebky (v mm).

Příklad 8.1. Test o rozptylu

Mějme datový soubor 11-two-samples-means-skull.txt a proměnnou skull.H popisující *basion-bregmatickou* výšku lebky. Na hladině významnosti $\alpha = 0.10$ testujte hypotézu o vyšším rozptylu *basion-bregmatické* výšky lebky starověké egyptské mužské populace vzhledem k rozptylu *basion-bregmatické* výšky lebky novověké egyptské mužské populace ($s_m = 5.171$ mm).

Řešení příkladu 8.1

```
1 data <- read.delim(...) # nacteni datoveho souboru
2 skull.HM <- data[data$sex == ..., ...] # vyber relevantni promenne pro muze
3 skull.HM <- na.omit(...) # odstraneni NA hodnot
4 n <- length(...) # rozsah nahodneho vyberu
5 tab <- data.frame(n = n, min = ..., max = ...) # souhrnna tabulka vysledku
```

	n	min	max
1	215	119	146

Náhodný výběr obsahuje údaje o *basion-bregmatické* výšce lebky mužů starověké egyptské populace. Naměřené hodnoty se pohybují v rozmezí-..... mm.

Ze zadání máme za úkol porovnat rozptyl náhodného výběru s konstantou, použijeme tedy test o střední hodnotě / test o rozptylu / párový test / test o pravděpodobnosti. Primárně bychom chtěli použít **parametrický** test. Nutným předpokladem k použití parametrického testu je **normalita naměřených hodnot**. Tu jsme ověřili na minulém cvičení v rámci příkladu 7.1, kde jsme došli k závěru, že náhodný výběr *basion-bregmatických* výšek lebky mužů starověké egyptské populace pochází z normálního rozdělení (Lillieforsův test: hladina významnosti $\alpha = 0.05$).

Test o rozptylu

- H_0 :
- H_1 : (..... alternativa).
- Hladina významnosti $\alpha =$
- Test o

a) Test kritickým oborem

```

8 alpha <- ... # zadana hladina vyznamnosti
9 sigma0 <- ... # konstanta sigma0 ^ 2
10 s <- sd(...) # vyberova sm. odchylka basion-bregmaticke vysky lebky muzu
11 fw <- (...) * ... / ... # testovaci statistika
12 q <- qchisq(...) # horni hranice kritickeho oboru

```

```
      fw      q
1 187.1313 187.9521
```

13
14

Hodnota testovací statistiky $f_w = \dots$, kritický obor W má tvar \dots
Protože \dots , H_0 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
15 hh <- ... * ... / qchisq(...) # horni hranice IS
```

```
      hh
1 26.62247
```

16
17

Interval spolehlivosti má tvar \dots . Protože \dots , H_0
 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

c) Test p -hodnotou

```
18 p.hodnota <- pchisq(...) # p-hodnota
```

```
      p
1 0.09260461
```

19
20

Výsledná p -hodnota $p = \dots$. Protože \dots , H_0 \dots na
hladině významnosti $\alpha = \dots$

Interpretace výsledků: Rozptyl *basion-bregmatické* výšky lebky starověké egyptské mužské populace je / není statisticky významně menší než rozptyl *basion-bregmatické* výšky lebky novověké egyptské mužské populace.

Test o střední hodnotě při neznámém rozptylu (t -test)

- X_1, \dots, X_n je náhodný výběr z $N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 neznáme a c je konstanta

- **Hypotézy:**

- $H_{01} : \mu = \mu_0$ oproti $H_{11} : \mu \neq \mu_0$ (oboustranná alt.)
- $H_{02} : \mu \leq \mu_0$ oproti $H_{12} : \mu > \mu_0$ (pravostranná alt.)
- $H_{03} : \mu \geq \mu_0$ oproti $H_{13} : \mu < \mu_0$ (levostranná alt.)

- **Test kritickým oborem**

- testovací statistika $T_W = \frac{m - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t(n - 1)$

- kritický obor

- $H_{11} : \mu \neq \mu_0$ $W = (-\infty; t_{n-1}(\alpha/2)) \cup \langle t_{n-1}(1 - \alpha/2), \infty$
- $H_{12} : \mu > \mu_0$ $W = \langle t_{n-1}(1 - \alpha); \infty$
- $H_{13} : \mu < \mu_0$ $W = (-\infty; t_{n-1}(\alpha))$

$t_{n-1}(\alpha)$ je α kvantil Studentova rozdělení o $n - 1$ stupních volnosti ... qt(alpha, n - 1)

- **Test intervalem spolehlivosti**

- konstanta μ_0 + interval spolehlivosti

- $H_{11} : \mu \neq \mu_0$ $(d, h) = (m - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1}(1 - \alpha/2), m - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1}(\alpha/2))$
- $H_{12} : \mu > \mu_0$ $(d, \infty) = (m - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1}(1 - \alpha), \infty)$
- $H_{13} : \mu < \mu_0$ $(-\infty, h) = (-\infty, m - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1}(\alpha))$

- **Test p -hodnotou**

- hladina významnosti α + p -hodnota:

- $H_{11} : \mu \neq \mu_0$ p -hodnota = $2 \min(\Pr(T_W \leq t_W), \Pr(T_W > t_W)) = 2 \min(\text{pt}(t_W, n - 1), 1 - \text{pt}(t_W, n - 1))$
- $H_{12} : \mu > \mu_0$ p -hodnota = $\Pr(T_W > t_W) = 1 - \Pr(T_W \leq t_W) = 1 - \text{pt}(t_W, n - 1)$
- $H_{13} : \mu < \mu_0$ p -hodnota = $\Pr(T_W \leq t_W) = \text{pt}(t_W, n - 1)$

Dataset: 01-one-sample-mean-skull-mf.txt

Z archivních materiálů (Schmidt, 1888; soubor 01-one-sample-mean-skull-mf.txt) máme k dispozici původní kranio-metrické údaje o délce a šířce mozkovny a ze starověké egyptské populace.

Popis proměnných v datasetu:

- pop – populace (egant – egyptská starověká);
- sex – pohlaví (m – muž, f – žena);
- skull.L – největší délka mozkovny (mm);
- skull.B – největší šířka mozkovny (mm).

Příklad 8.2. Test o střední hodnotě μ při neznámém rozptylu σ^2

Mějte datový soubor 01-one-sample-mean-skull-mf.txt a proměnnou skull.L popisující největší délku mozkovny. Na hladině významnosti $\alpha = 0.10$ zjistěte, zda je rozdíl mezi největší délkou mozkovny u starověké egyptské ženské populace a u novověké egyptské ženské populace ($n_f = 52$, $m_f = 171.962$ mm, $s_f = 7.052$ mm).

Řešení příkladu 8.2

```
21 data <- read.delim(...) # nacteni datoveho souboru
22 skull.LF <- data[data$sex == ..., ...] # vyber relevantni promenne pro zeny
23 skull.LF <- na.omit(...) # odstraneni NA hodnot
24 n <- length(...) # rozsah nahodneho vyberu
25 tab <- data.frame(n = n, min = ..., max = ...) # souhrnna tabulka vysledku
```

```
      n min max
1 109 157 188
```

26
27

Náhodný výběr obsahuje údaje o největší délce mozkovny žen starověké egyptské populace. Naměřené hodnoty se pohybují v rozmezí mm.

Ze zadání máme za úkol porovnat střední hodnotu náhodného výběru s konstantou, použijeme tedy test o střední hodnotě / test o rozptylu / párový test / test o korelačním koeficientu.

Primárně bychom chtěli použít **parametrický** test. Nutným předpokladem k použití parametrického testu je **normalita naměřených hodnot**.

Test normality

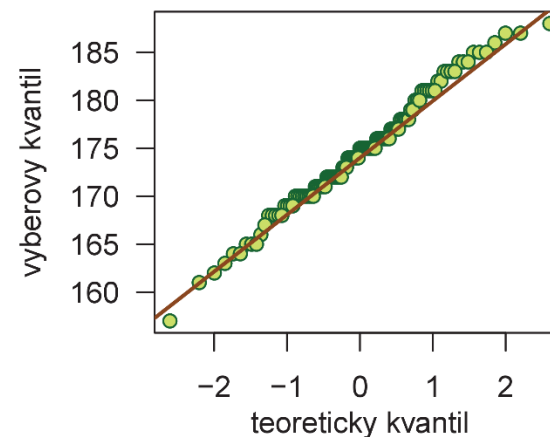
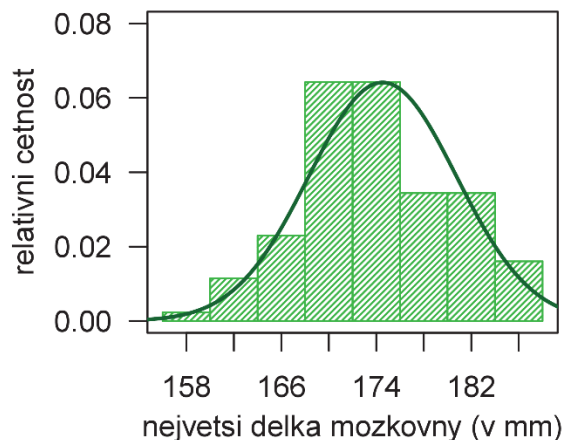
- H_0 : Data z normálního rozdělení.
- H_1 : Data z normálního rozdělení.

Hladina významnosti $\alpha = \dots$ $n = \dots$ je menší / větší než 100 \rightarrow Shapirův-Wilkův / Andersonův-Darlingův / Lillieforsův test.

[1] 0.2624837

28

Náhodný výběr největších délek mozkovny žen starověké egyptské populace z normálního rozdělení (p -hodnota = je menší / větší než $\alpha = 0.05$).



Protože data pochází z normálního rozdělení, použijeme na ověření otázky ze zadání **parametrický test**, a to jednovýběrový test o střední hodnotě při neznámém rozptylu, neboť hodnota rozptylu není explicitně uvedena v zadání příkladu.

Test o střední hodnotě při neznámém rozptylu

- H_0 :
- H_1 : (..... alternativa).
- Hladina významnosti $\alpha =$

a) Test kritickým oborem

```

29 alpha <- # zadana hladina vyznamnosti
30 mu0 <- # konstanta mu0
31 m <- mean(...) # vyberovy prumer nejv. delky mozkovny zen
32 s <- sd(...) # vyberova sm. odchylka nejv. delky mozkovny zen
33 tw <- (...) / ... * ... # tetsoaci statistika
34 q1 <- qt(...) # horni hranice kritickeho oboru
35 q2 <- qt(...) # dolni hranice kritickeho oboru

```

	tw	q1	q2
1	4.314569	-1.659085	1.659085

36
37

Hodnota testovací statistiky $t_w =$, kritický obor W má tvar
 Protože, H_0 na hladině významnosti $\alpha =$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
38 dh <- m - ... / ... * qt(...) # dolni hranice IS
39 hh <- m - ... / ... * qt(...) # horni hranice IS
```

```
      dh      hh
1 173.5438 175.5204
```

40
41

Interval spolehlivosti má tvar Protože, H_0
..... na hladině významnosti $\alpha =$

c) Test p -hodnotou

```
42 p.hodnota <- 2 * min(pt(...), 1 - pt(...)) # p-hodnota
```

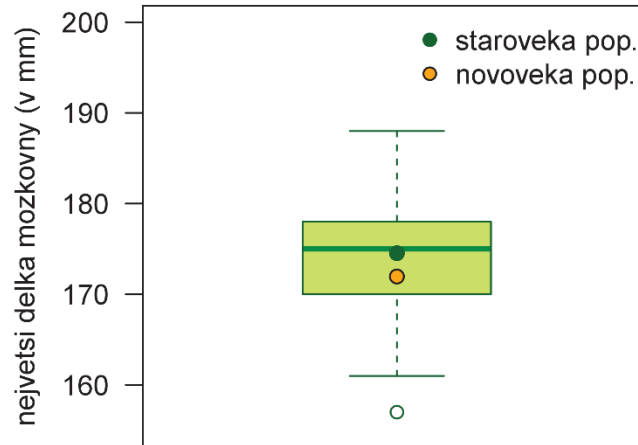
```
      p
1 3.553156e-05
```

43
44

Výsledná p -hodnota $p =$ Protože, H_0
..... na hladině významnosti $\alpha =$

Interpretace výsledků: Mezi největší délkou mozkovny starověké a novověké egyptské ženské populace existuje / neexistuje statisticky významný rozdíl.

```
45 par(...) # okraje graufu 2, 4, 2, 2
46 boxplot(skull.LF, ylim = c(155, 200), ...) # krabicovy diagram
47 points(m, pch = ..., ...) # bod reprezentujici vyberovy prumer
48 points(mu0, pch = ..., ...) # bod reprezentujici konstantu mu0
49 legend('topright', fill = c('darkgreen', 'orange'), ...) # legenda
```



Párový test

- jeden objekt \rightarrow dva párové znaky X a Y
 - délka pravé a levé holenní kosti; šířka pravého a levého nadočnicového oblouku
 - zkoumání podobných rysů dvojčat
- nechť $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n) \sim \mathbf{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$, $n \geq 2$, kde $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2)$, přičemž μ_1 je střední hodnota znaku X a μ_2 je střední hodnota znaku Y
- $H_{01} : \mu_1 = \mu_2 \rightarrow \mu_1 - \mu_2 = 0 \rightarrow \mu = 0$
- $H_{11} : \mu_1 \neq \mu_2 \rightarrow \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \rightarrow \mu \neq 0$
- utvoříme rozdíly $Z_1 = X_1 - Y_1, \dots, Z_n = X_n - Y_n$.
- $Z_1, \dots, Z_n \sim N(\mu, \sigma^2) \rightarrow$ **jednovýběrový test o μ , když σ^2 neznáme**
- **Předpoklad:** Normalita rozdílů $X_1 - Y_1, \dots, X_n - Y_n$

Dataset: 03-paired-means-clavicle2.txt

Datový soubor 03-paired-means-clavicle2.txt obsahuje osteometrické údaje o délkách klíčních kostí na pravé a levé straně těla v párovém uspořádání. Data pochází z anglického souboru dokumentovaných skeletů (Parsons, 1916).

Popis proměnných v datasetu:

- id ... ID jedince;
- sex ... pohlaví jedince (m - muž, f - žena);
- length.L ... délka levé klíční kosti (v mm);
- length.R ... délka pravé klíční kosti (v mm).

Příklad 8.3. Jednovýběrový párový test

Mějme datový soubor 03-paired-means-clavicle.txt a proměnnou length.R (resp. length.L) popisující délku klíční kosti z pravé (resp. z levé) strany. Na hladině významnosti $\alpha = 0.05$ zjistěte, zda je délka klíční kosti u mužů větší na levé straně než na pravé straně.

Řešení příkladu 8.3

```
50 data <- read.delim(...) # nacteni datoveho souboru
51 data <- na.omit(...) # odstraneni NA hodnot
52 length.RM <- data[data$sex == ..., ...] # vyber delky prave kl. kosti pro muze
53 length.LM <- data[data$sex == ..., ...] # vyber delky leve kl. kosti pro muze
54 diff <- length.LM - length.RM # rozdil delek z prave a leve strany
55 n <- length(...) # rozsah nah. vyberu (celkovy pocet rozdilu R - L)
56 tab <- data.frame(n = n, ...) # souhrnna tabulka vysledku
```

	n	min.L	max.L	min.R	max.R
1	50	130	176	126	175

Náhodný výběr obsahuje údaje o délkách klíčních kostí mužů. Naměřené hodnoty z levé strany se pohybují v rozmezí mm, naměřené hodnoty z pravé strany se pohybují v rozmezí mm.

Ze zadání máme za úkol porovnat hodnoty na pravé a levé straně, použijeme tedy test o střední hodnotě / test o rozptylu / párový test / test o korelačním koeficientu. Primárně bychom chtěli použít **parametrický** test. Nejprve však musíme ověřit splnění předpokladu **normality rozdílů** mezi naměřenými hodnotami na levé a pravé straně.

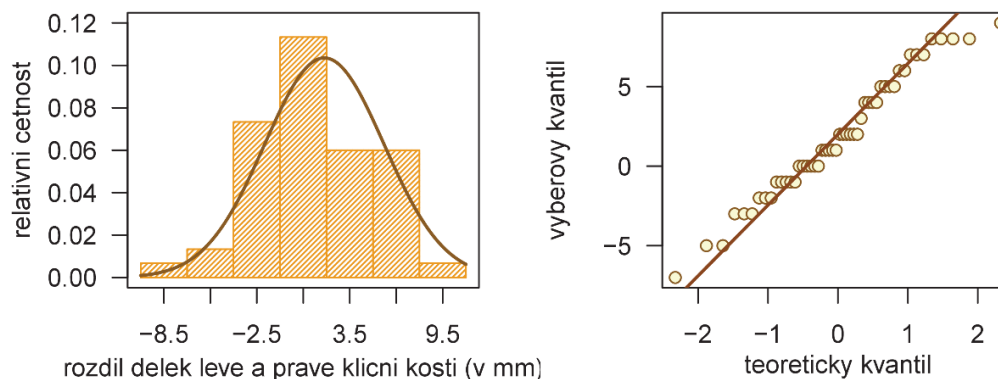
Test normality rozdílů na levé a pravé straně

- H_0 : Rozdíly mezi levou a pravou stranou z normálního rozdělení.
- H_1 : Rozdíly mezi levou a pravou stranou z normálního rozdělení.

Hladina významnosti $\alpha = \dots$ $n = \dots$ je větší než 30 a menší než 100 → Shapirův-Wilkův / Andersonův-Darlingův / Lillieforsův test.

[1] 0.266123

Náhodný výběr **rozdílů** délek klíčních kostí z levé a pravé strany u mužů z normálního rozdělení (p -hodnota = je menší / větší než $\alpha = 0.05$).



Protože rozdíly pochází z normálního rozdělení, použijeme na ověření otázky ze zadání **parametrický párový test**, který si záhy převedeme na test o střední hodnotě při neznámém rozptylu.

Párový test → Test o střední hodnotě při neznámém rozptylu

- H_0 : →
- H_1 : → (..... alternativa).
- Hladina významnosti α =

a) Test kritickým oborem

```
60 alpha <- ... # zadana hladina vyznamnosti
61 mu0 <- ... # konstanta mu0 = 0
62 m <- mean(...) # vyberovy prumer rozdilu
63 s <- sd(...) # vyberova sm. odchylka rozdilu
64 tw <- (...) / (...) # testovaci statistika tw
65 q <- qt(...) # dolni hranice kritickeho oboru
```

	tw	q
1	3.41212	1.676551

66
67

Hodnota testovací statistiky $t_w = \dots\dots\dots$, kritický obor W má tvar $\dots\dots\dots$
 Protože $\dots\dots\dots$, H_0 $\dots\dots\dots$ na hladině významnosti $\alpha = \dots\dots\dots$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
68 dh <- m - ... / ... * qt(...) # dolni hranice IS
```

```
dh
1 0.9460859
```

69
70

Interval spolehlivosti má tvar Protože, H_0
..... na hladině významnosti $\alpha =$

c) Test p -hodnotou

```
71 p.hodnota <- 1 - pt(...) # p-hodnota
```

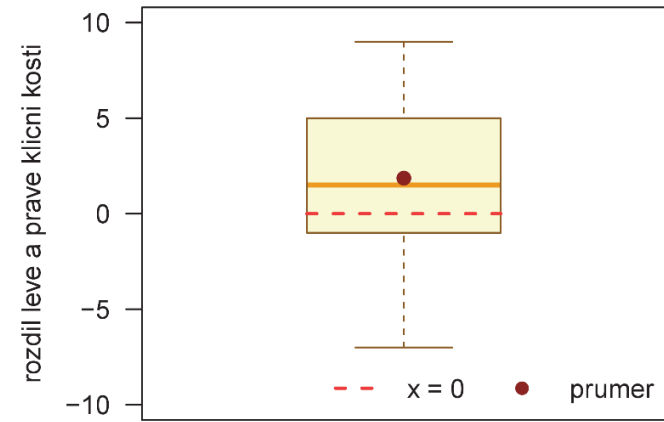
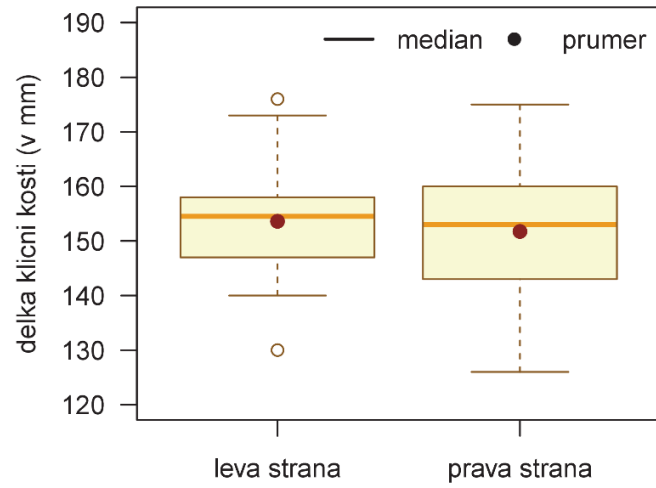
```
p
1 0.0006503568
```

72
73

Výsledná p -hodnota $p =$ Protože, H_0
na hladině významnosti $\alpha =$

Interpretace výsledků: Délka klíční kosti u mužů na levé straně je / není statisticky významně větší než na pravé straně.

```
74 par(...) # okraje grafu 2, 4, 2, 2
75 boxplot(length.LM, length.RM, names = c('leva strana', 'prava strana'),
76         ...) # krabicovy diagram
77 points(c(mean(length.LM), mean(length.RM)), ...) # vyberove prumery
78 legend('topright', horiz = T, pch = c(NA, 19), lty = c(1, NA), lwd = c(2, NA),
79         ...) # legenda
80
81 boxplot(diff, names = 'leva - prava', ...) # krabicovy diagram
82 segments(0.8, 0, 1.2, 0, lty = 2, col = 'brown2', lwd = 2) # nula
83 points(mean(diff), ...) # vyberovy prumer
84 legend(...) # legenda
```

Test o korelačním koeficientu ρ

- $(X_1, Y_1)^T \dots (X_n, Y_n)^T$ je náhodný výběr z $N_2(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ a ρ_0 je konstanta.
- **Hypotézy**
 - $H_{01} : \rho = \rho_0$ oproti $H_{11} : \rho \neq \rho_0$ (oboustranná alt.)
 - $H_{02} : \rho \leq \rho_0$ oproti $H_{12} : \rho > \rho_0$ (pravostranná alt.)
 - $H_{03} : \rho \geq \rho_0$ oproti $H_{13} : \rho < \rho_0$ (levostranná alt.)
- **Test kritickým oborem**
 - testovací statistika $Z_W = \sqrt{n-3}(Z_R - \xi_0) \stackrel{A}{\sim} N(0, 1)$
 - $Z_R = \frac{1}{2} \ln \frac{1+R}{1-R}$ je Fisherova Z-transformace výběrového korelačního koeficientu R
 - $\xi_0 = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}$ je Fisherova Z-transformace konstanty ρ_0
 - kritický obor
 - $H_{11} : \rho \neq \rho_0$: $W = (-\infty; u_{\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; \infty)$
 - $H_{12} : \rho > \rho_0$: $W = (u_{1-\alpha}; \infty)$
 - $H_{13} : \rho < \rho_0$: $W = (-\infty; u_{\alpha})$
 - u_{α} je α kvantil standardizovaného normálního rozdělení ... qnorm(alpha)
- **Test intervalem spolehlivosti**
 - konstanta ρ_0 + interval spolehlivosti
 - $H_{11} : \rho \neq \rho_0$: $(d, h) = \left(\tanh \left(z_R - \frac{u_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} \right); \tanh \left(z_R - \frac{u_{\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} \right) \right)$
 - $H_{12} : \rho > \rho_0$: $(d, 1) = \left(\tanh \left(z_R - \frac{u_{1-\alpha}}{\sqrt{n-3}} \right); 1 \right)$
 - $H_{13} : \rho < \rho_0$: $(-1, h) = \left(-1; \tanh \left(z_R - \frac{u_{\alpha}}{\sqrt{n-3}} \right) \right)$
 - tanh je hyperbolický tangens... tanh()
- **Test p-hodnotou**
 - hladina významnosti α + p-hodnota:
 - $H_{11} : \rho \neq \rho_0$ p-hodnota = $2 \min(\Pr(Z_W \leq z_W), \Pr(Z_W > z_W)) = 2 \min(\text{pnorm}(z_W), 1 - \text{pnorm}(z_W))$
 - $H_{12} : \rho > \rho_0$: p-hodnota = $\Pr(Z_W > z_W) = 1 - \Pr(Z_W \leq z_W) = 1 - \text{pnorm}(z_W)$
 - $H_{13} : \rho < \rho_0$: p-hodnota = $\Pr(Z_W \leq z_W) = \text{pnorm}(z_W)$

Dataset: 06-lin-uhl-fm.txt

Datový soubor 06-lin-uhl-fm.txt obsahuje údaje o třech lineárních rozměrech popisujících výšku a šířku lebky a lebeční báze vypočítaných z původních x , y a z souřadnic čtyř význačných bodů (*bregma*, *basion*, *porion dx* a *porion sin*) digitalizovaných na 60 vybraných lebkách dospělých jedinců (40 mužů a 20 žen) z kosterní sbírky z archeologické lokality Pohansko - Pohřebiště okolo kostela (Jurda, 2008).

Popis proměnných v datasetu:

- sex - pohlaví (m - muž, f - žena);
- skull.H - výška lebky (v mm);
- base.H - výška lebeční báze (v mm);
- base.B - šířka lebeční báze (v mm);

Příklad 8.4. Test o korelačním koeficientu ρ

Mějme datový soubor 06-lin-uhl-fm.txt, proměnnou skull.H popisující výšku lebky a proměnnou base.B popisující šířku lebeční báze. Na hladině významnosti $\alpha = 0.01$ zjistěte, zda mezi výškou lebky a šířkou lebeční báze žen z archeologické lokality Pohansko existuje nepřímá závislost.

Řešení příkladu 8.4

```
85 data <- read.delim(...) # nacteni datoveho souboru
86 data.F <- data[data$sex == ..., c(..., ...)] # vyber potrebnych sloupcu pro zeny
87 data.F <- na.omit(...) # odstraneni NA hodnot
88 skull.HF <- data.F$... # vyber promenne skull.H z tabulky data.F
89 base.BF <- data.F$... # vyber promenne base.B z tabulky data.F
90 n <- length(...) # rozsah dvourozmerneho nahodneho vyberu
```

	n	rho
1	20	-0.1712964

91
92

Datový soubor obsahuje údaje o výšce lebky a šířce lebeční báze žen z archeologické lokality Pohansko.

Ze zadání máme za úkol vyhodnotit závislost mezi dvěma znaky, použijeme tedy test o střední hodnotě / test o rozptylu / párový test / test o korelačním koeficientu. Primárně bychom chtěli použít **parametrický** test. Nutným předpokladem k použití parametrického testu je **dvourozměrná normalita naměřených hodnot**.

Test dvourozměrné normality naměřených hodnot

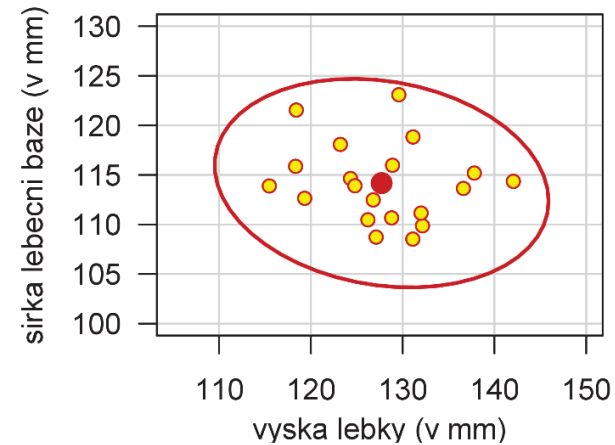
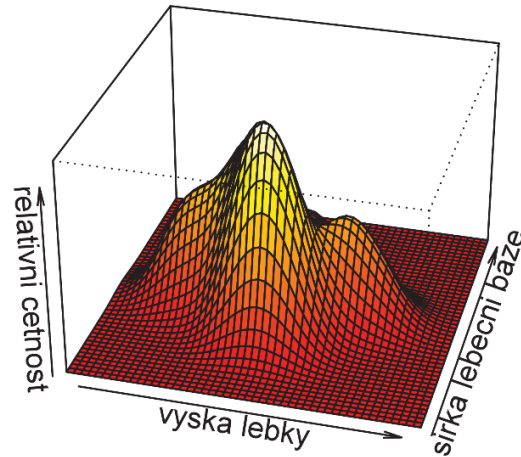
- H_0 : Data z dvourozměrného normálního rozdělení.
- H_1 : Data z dvourozměrného normálního rozdělení.

Hladina významnosti $\alpha = \dots\dots\dots$. Mardiaův test.

	Test	Statistic	p value	Result
1	Mardia Skewness	1.8644228962696	0.760677136630339	YES
2	Mardia Kurtosis	-0.860220423559418	0.389667548510268	YES
3	MVN	<NA>	<NA>	YES

93
94
95
96

Náhodný výběr výšek lebky a šířek lebeční báze žen z archeologické lokality Pohansko z dvourozměrného normálního rozdělení. (Data vykazují / nevykazují výrazné zešikmení (p -hodnota = je menší / větší než $\alpha = 0.05$). Data vykazují / nevykazují výrazné zešpičatění či zploštění (p -hodnota = je menší / větší než $\alpha = 0.05$).



Protože data pochází z dvourozměrného normálního rozdělení, použijeme na ověření otázky ze zadání **parametrický test**.

Test o korelačním koeficientu ρ

- H_0 :
- H_1 : (..... alternativa).
- Hladina významnosti $\alpha =$

a) Test kritickým oborem

```

97 alpha <- ... # zadana hladina vyznamnosti
98 rho0 <- 0 # konstanta rho0
99 r <- cor(...) # vyberovy korelacni koeficient
100 zR <- 1 / 2 * log(...) / ... # Fisherova Z-transformace vyb. korel. koef. r
101 ksi0 <- 1 / 2 * log(...) / ... # Fisherova Z-transformace rho0 = 0

```

```
102 zw <- (...) * sqrt(...) # testovací statistika zw
103 q <- qnorm(...) # horní hranice kritického oboru
```

```
      r      zR ksi0      zw      q
1 -0.1712964 -0.173002  0 -0.7133054 -2.326348
```

104
105

Hodnota testovací statistiky $z_w = \dots$, kritický obor W má tvar \dots
 Protože \dots , H_0 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
106 hh <- tanh(...) / ... # horní hranice IS
```

```
      hh
1 0.3724117
```

107
108

Interval spolehlivosti má tvar \dots . Protože \dots , H_0
 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

c) Test p -hodnotou

```
109 p.hodnota <- pnorm(...) # p-hodnota
```

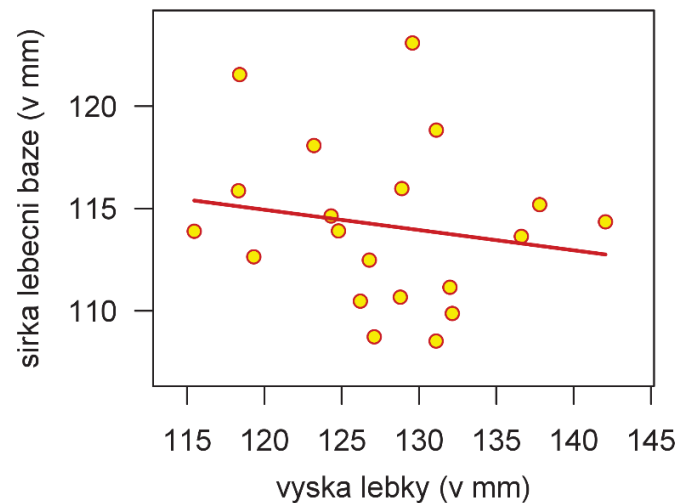
```
      p.hodnota
1 0.2378284
```

110
111

Výsledná p -hodnota $p = \dots$. Protože \dots , H_0 \dots
 na hladině významnosti $\alpha = \dots$

Interpretace výsledků: Mezi výškou lebky a šířkou lebeční báze žen z archeologické lokality Pohansko existuje / neexistuje statisticky významná nepřímá stochastická závislost. Mezi výškou lebky a šířkou lebeční báze žen existuje stupeň
..... závislosti ($\hat{\rho} = -0.1713$).

```
112 par(...) # okraje grafu 4, 4, 2, 2
113 plot(skull.HF, base.BF, ...) # teckovy diagram
114 k <- lm(base.BF ~ skull.HF)$coef # vypocet linearniho trendu mezi znaky x a y
115 x <- seq(...) # posl. od min do max namerene vysky lebky o delce 1000
116 y <- k[1] + x * k[2] # hodnoty y (linearni trend) pro kazdou hodnotu posl. x
117 lines(x, y, ...) # krivka zobrazujici trend zavislosti X a Y
118 mtext(...) # popisok osy x
```



Test o nulovém korelačním koeficientu ρ (Test o nezávislosti)

- $(X_1, Y_1)^T, \dots, (X_n, Y_n)^T$ je náhodný výběr z $N_2(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$
- **Hypotézy**
 - $H_{01} : \rho = 0$ oproti $H_{11} : \rho \neq 0$ (oboustranná alt.)
 - $H_{02} : \rho \leq 0$ oproti $H_{12} : \rho > 0$ (pravostranná alt.)
 - $H_{03} : \rho \geq 0$ oproti $H_{13} : \rho < 0$ (levostranná alt.)
- **Test kritickým oborem**
 - testovací statistika $T_W = \frac{\sqrt{n-2}R}{\sqrt{1-R^2}} \sim t_{n-2}$
 - kritický obor
 - $H_{11} : \rho \neq 0$: $W = (-\infty; t_{n-2}(\alpha/2)) \cup \langle t_{n-2}(1 - \alpha/2); \infty \rangle$
 - $H_{12} : \rho > 0$: $W = \langle t_{n-2}(1 - \alpha); \infty \rangle$
 - $H_{13} : \rho < 0$: $W = (-\infty; t_{n-2}(\alpha))$
 - $t_{n-2}(\alpha)$ je α kvantil Studentova rozdělení o $n - 2$ stupních volnosti ... qt(alpha, n - 2).
- **Test intervalem spolehlivosti**
 - konstanta $c = R$ (výběrový korelační koeficient) + interval spolehlivosti
 - $H_{11} : \rho \neq 0$ $(d, h) = \left(\frac{t_{n-2}(\alpha/2)}{\sqrt{t_{n-2}^2(\alpha/2)+n-2}}; \frac{t_{n-2}(1-\alpha/2)}{\sqrt{t_{n-2}^2(1-\alpha/2)+n-2}} \right)$
 - $H_{12} : \rho > 0$: $(-1, h) = \left(-1; \frac{t_{n-2}(1-\alpha)}{\sqrt{t_{n-2}^2(1-\alpha)+n-2}} \right)$
 - $H_{13} : \rho < 0$: $(d, 1) = \left(\frac{t_{n-2}(\alpha)}{\sqrt{t_{n-2}^2(\alpha)+n-2}}; 1 \right)$
 - O H_0 rozhodujeme podle toho, zda $R \in IS$ nebo $R \notin IS$. Jedná se o výjimku.
- **Test p -hodnotou**
 - hladina významnosti α + p -hodnota:
 - $H_{11} : \rho \neq 0$ p -hodnota = $2 \min\{\Pr(T_W \leq t_W), \Pr(T_W > t_W)\} = 2 \min(\text{pt}(t_W, n - 2), 1 - \text{pt}(t_W, n - 2))$
 - $H_{12} : \rho > 0$: p -hodnota = $\Pr(T_W > t_W) = 1 - \Pr(T_W \leq t_W) = 1 - \text{pt}(t_W, n - 2)$
 - $H_{13} : \rho < 0$: p -hodnota = $\Pr(T_W \leq t_W) = \text{pt}(t_W, n - 2)$

Příklad 8.5. Test o nezávislosti

Mějme datový soubor 06-lin-uhl-fm.txt, proměnnou skull.H popisující výšku lebky a proměnnou base.B popisující šířku lebeční báze. Na hladině významnosti $\alpha = 0.01$ zjistěte, zda mezi výškou lebky a šířkou lebeční báze žen z archeologické lokality Pohansko existuje nepřímá závislost.

Řešení příkladu 8.5

Zadání příkladu a tedy i rozbor příkladu je totožný s příkladem 8.4. Nulovou hypotézu H_0 nyní ale otestujeme pomocí parametrického testu o nezávislosti.

Test o nezávislosti

a) Test kritickým oborem

```
119 alpha <- ... # zadana hladina vyznamnosti
120 r <- cor(...) # vyberovy korelacni koeficient
121 n <- length(...) # rozsah nahodneho vyberu n
122 tw <- ... # testovaci statistika tw
123 q <- qt(alpha, n - 2) # horni hranice kritickeho oboru
```

	tw	q
1	-0.737652	-2.55238

124
125

Hodnota testovací statistiky $t_w = \dots\dots\dots$, kritický obor W má tvar $\dots\dots\dots$
Protože $\dots\dots\dots$, H_0 $\dots\dots\dots$ na hladině významnosti $\alpha = \dots\dots\dots$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
126 dh <- qt(...) / sqrt(...) # dolni hranice IS
```

```
      dh      r  
1 -0.5155045 -0.1712964
```

127

128

Interval spolehlivosti má tvar Protože, H_0
..... na hladině významnosti $\alpha =$

c) Test p -hodnotou

```
129 p.hodnota <- pnorm(...) # p-hodnota
```

```
  p.hodnota  
1  0.230363
```

130

131

Výsledná p -hodnota $p =$ Protože, H_0
na hladině významnosti $\alpha =$

Interpretace výsledků: Mezi výškou lebky a šířkou lebeční báze žen existuje / neexistuje statisticky významná nepřímá stochastická závislost. Ke stejnému závěru jsme došli také v rámci příkladu 8.4.

Test o pravděpodobnosti

- X_1, \dots, X_N je náhodný výběr z alt. rozdělení, tj. $X \sim \text{Alt}(p)$, $\hat{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$ je bodový odhad parametru p

- **Hypotézy**

- $H_{01} : p = p_0$ oproti $H_{11} : p \neq p_0$ (oboustranná alt.)
- $H_{02} : p \leq p_0$ oproti $H_{12} : p > p_0$ (pravostranná alt.)
- $H_{03} : p \geq p_0$ oproti $H_{13} : p < p_0$ (levostranná alt.)

- **Podmínka dobré aproximace:** $Np_0(1 - p_0) > 9$

- **Test kritickým oborem**

- testovací statistika: $Z_W = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{N}}} \stackrel{\mathcal{A}}{\sim} N(0, 1)$

- kritický obor

- $H_{11} : p = p_0$: $W = (-\infty; u_{\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}, \infty)$
- $H_{12} : p > p_0$: $W = (u_{1-\alpha}; \infty)$
- $H_{03} : p < p_0$: $W = (-\infty; u_{\alpha})$

u_{α} je α kvantil standardizovaného normálního rozdělení ... $\text{qnorm}(\alpha)$

- **Test intervalem spolehlivosti**

- konstanta p_0 + interval spolehlivosti

- $H_{11} : p = p_0$: $(d, h) = \left(\hat{p} - \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}} u_{1-\alpha/2}, \hat{p} + \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}} u_{\alpha/2} \right)$
- $H_{12} : p > p_0$: $(d, 1) = \left(\hat{p} - \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}} u_{1-\alpha}, \infty \right)$
- $H_{13} : p < p_0$: $(0, h) = \left(-\infty, \hat{p} + \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}} u_{\alpha} \right)$

- **Test p -hodnotou**

- hladina významnosti α + p -hodnota:

- $H_{11} : p \neq p_0$: p -hodnota = $2 \min(\Pr(Z_W \leq z_W), \Pr(Z_W > z_W)) = 2 \min(\text{pnorm}(z_W), 1 - \text{pnorm}(z_W))$
- $H_{12} : p > p_0$: p -hodnota = $\Pr(Z_W > z_W) = 1 - \Pr(Z_W \leq z_W) = 1 - \text{pnorm}(z_W)$
- $H_{13} : p < p_0$: p -hodnota = $\Pr(Z_W \leq z_W) = \text{pnorm}(z_W)$

Dataset: 25-one-sample-probability-dermatoglyphs.txt

Datový soubor 25-one-sample-probability-dermatoglyphs.txt obsahuje údaje o výskytu jednoho ze tří dermatoglyfických vzorů (*vír*, *smyčka* a *oblouček*) na deseti prstech 235 mužů a 235 žen bagathské populace z Araku Valley. Celkem tedy máme k dispozici údaje o frekvencích výskytu dermatoglyfických vzorů na 4700 prstech. Údaje o frekvencích výskytu jednotlivých vzorů jsou k dispozici v následující tabulce.

vzor	pohlaví	
	muži	ženy
vír (whorl)	1053	880
smyčka (loop)	1246	1349
oblouček (arc)	51	121

Příklad 8.6. Jednovýběrový test o pravděpodobnosti

Načtěte datový soubor 25-one-sample-probability-dermatoglyphs.txt. Na hladině významnosti $\alpha = 0.05$ zjistěte, zda existuje rozdíl mezi pravděpodobnostmi výskytu dermatoglyfického vzoru *smyčka* u mužů bagathské populace z Araku Valley a u mužů z populace Lambadis ($p_m = 0.5618$, $p_f = 0.6233$).

Řešení příkladu 8.6

```
132 data <- read.delim('25-one-sample-probability-dermatoglyphs.txt', row.names = 1)
133 N <- ... # celkový vseh prstu muzi ve studii
134 x <- ... # celkový počet prstu s výskytem vzoru smyčka
135 p <- ... # odhad parametru p
```

	x	N	p
1	1246	2350	0.5302128

136
137

Výskyt vzoru smyčka byl zaznamenán na prstech z celkového počtu prstů (..... %).

Ze zadání máme za úkol porovnat pravděpodobnost výskytu s konstantou, použijeme tedy test o střední hodnotě / test o rozptylu / test o korelačním koeficientu / test o pravděpodobnosti. Protože tento test je exaktním / asymptotickým testem, je před testováním H_0 nutné ověřit podmínku dobré aproximace $Np_0(1 - p_0) > 9$.

```
138 p0 <- ... # konstanta p0
139 hp <- ... # podmínka dobre aproximace
```

	p0	hp
1	0.5618	578.5248

140
141

$Np_0(1 - p_0) = \dots$ což je menší / větší než 9. Podmínka dobré aproximace je / není splněna.

Test o pravděpodobnosti

- H_0 :
- H_1 : (..... alternativa).
- Hladina významnosti $\alpha = \dots$

a) Test kritickým oborem

```
142 alpha <- ... # zadana hladina vyznamnosti
143 zw <- (...) / sqrt(...) # testovaci statistika zW
144 q1 <- qnorm(...) # horni hranice kritickeho oboru
145 q2 <- qnorm(...) # dolni hranice kritickeho oboru
```

	zw	q1	q2
1	-3.08616	-1.959964	1.959964

146
147

Hodnota testovací statistiky $z_w = \dots$, kritický obor W má tvar \dots
Protože \dots , H_0 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

b) Test intervalem spolehlivosti

```
148 dh <- p - ... # dolni hranice IS
149 hh <- p - ... # horni hranice IS
```

	dh	hh
1	0.5100342	0.5503913

150
151

Interval spolehlivosti má tvar \dots . Protože \dots , H_0
 \dots na hladině významnosti $\alpha = \dots$

c) Test p -hodnotou

```
152 p.hodnota <- 2 * min (... , ...) # p-hodnota
```

1 0.002027595^p

153
154

Výsledná p -hodnota $p = \dots\dots\dots$. Protože $\dots\dots\dots$, $H_0 \dots\dots\dots$
na hladině významnosti $\alpha = \dots\dots\dots$

Interpretace výsledků: Mezi pravděpodobností výskytu dermatoglyfického vzoru *smyčka* u mužů populace z Araku Valley a u mužů populace Lambadis existuje / neexistuje statisticky významný rozdíl.

```
155 source('Sbirka-AS-I-2018-funkce.R')  
156 par(...) # okraje grafu 4, 4, 1, 1  
157 rel.barplot(c(x, N - x), col = c('orange2', 'darkseagreen3'),  
158         border = 'goldenrod4', names = c('smyčka', 'jiny'), density = 60,  
159         main = '', xlab = 'dermatoglyfický vzor',  
160         ylab = 'relativní četnost') # sloupcový diagram rel. četnosti
```

