Základy statistiky

v R

Úvod do jazyka R

Lubomír Štěpánek^{1, 2}



 Oddělení biomedicínské statistiky & výpočetní techniky Ústav biofyziky a informatiky
 lékařská fakulta
 Univerzita Karlova v Praze



²Katedra biomedicínské informatiky Fakulta biomedicínského inženýrství České vysoké učení technické v Praze

(2017) Lubomír Štěpánek, CC BY-NC-ND 3.0 (CZ)



Dílo lze dále svobodně šířit, ovšem s uvedením původního autora a s uvedením původní licence. Dílo není možné šířit komerčně ani s ním jakkoliv jinak nakládat pro účely komerčního zisku. Dílo nesmí být jakkoliv upravováno. Autor neručí za správnost informací uvedených kdekoliv v předložené práci, přesto vynaložil nezanedbatelné úsilí, aby byla uvedená fakta správná a aktuální, a práci sepsal podle svého nejlepšího vědomí a svých "nejlepších" znalostí problematiky.

- Pravděpodobnostní rozdělení
- Popisná statistika
- Explorativní analýza dat
- Testování hypotéz
- Literatura

5. prosince 2017

Normální rozdělení

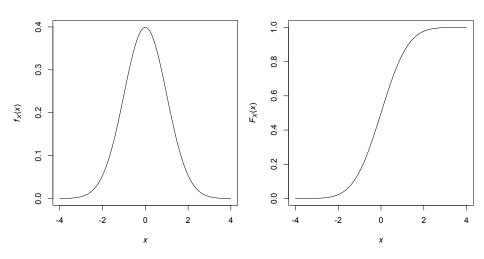
- náhodná veličina X sleduje normální rozdělení $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- tedy $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, pak

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

dále

00000

$$\mathbf{E}(X) = \mu,$$
$$\operatorname{var}(X) = \sigma^2$$



5. prosince 2017

Normální rozdělení

• v R získáme pravděpodobnostní hustotu $f_X(x)$, distribuční funkci $F_X(x)$, kvantilovou funkci $Q_X(p)$ a náhodný generátor výběru z X pomocí

```
dnorm(x = 1, mean = 0, sd = 1) # 0.2419707
         pnorm(q = 0, mean = 0, sd = 1) # 0.5
         qnorm(p = 0.5, mean = 0, sd = 1) # 0
4
5
         set.seed(1)
6
         rnorm(n = 100, mean = 0, sd = 1)
              # výběr o 100 pozorování
8
              # ze standardního normální
              # rozdělení
```

- náhodná veličina X sleduje normální rozdělení $Poiss(\lambda)$
- tedy $X \sim Poiss(\lambda)$, pak

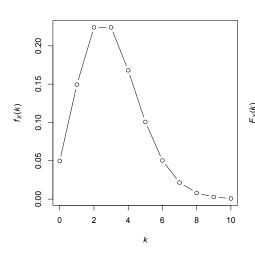
$$f_X(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

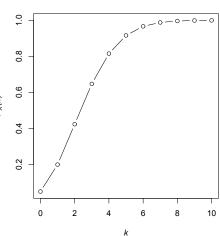
dále

000000

$$\mathbf{E}(X) = \lambda,$$

 $\operatorname{var}(X) = \lambda$





Poissonovo rozdělení

• v R získáme pravděpodobnostní hustotu $f_X(k)$, distribuční funkci $F_X(k)$, kvantilovou funkci $Q_X(p)$ a náhodný generátor výběru z X pomocí

```
dpois(x = 3, lambda = 3) # 0.2240418
         ppois (q = 3, lambda = 3) # 0.6472319
         qpois(p = 0.5, lambda = 3) # 3
4
5
         set.seed(1)
6
         rpois(n = 100, lambda = 3)
              # výběr o 100 pozorování
              # z Poissonova rozdělení o lambda = 3
```

Míry polohy a variability

- založena na funkcích mean(), median(), sd(), var(), summary()
- s výhodou lze kombinovat s funkcí apply()

```
apply(mtcars, 2, mean)
                                    # průměr
        apply(mtcars, 2, median) # medián
        apply(mtcars, 2, sd)
                             # směrodatná odchylka
4
       apply(mtcars, 2, var) # rozptyl
        apply(mtcars, 2, summary) # 6-number statistics
6
        lapply(
                                    # vše najednou
8
          list(
9
            "mean", "median", "sd", "var", "summary"
10
          function(x) apply(mtcars, 2, x)
11
12
```

 standardně nás zajímá Pearsonův korelační koeficient, Spearmanův korelační koeficient

```
library (MASS)
        data(Animals)
4
        cor(
5
           Animals$body, Animals$brain,
          method = "pearson"
6
               # -0.00534
8
9
        cor(
10
           Animals$body, Animals$brain,
11
          method = "spearman"
               # 0.71630
12
```

Kontingenční tabulky

pomocí funkce table()

```
# kontingenční tabulka
         table(mtcars$cyl, mtcars$gear)
 3
 4
 5
 6
8
9
         # chi-kvadrát test
         chisq.test(table(mtcars$cyl, mtcars$gear))
10
11
12
         # data: table(mtcars$cyl, mtcars$gear)
13
         \# X-squared = 18.036, df = 4,
14
         \# p\text{-value} = 0.001214
```

- navzdory očekávání relativně nová disciplína
- anglicky Exploratory Data Analysis (EDA)
- založena na vzevrubných grafických náhledech, porovnáních

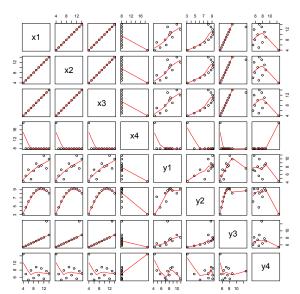
čtyři dvojice proměnných s podobnými popisnými statistikami

```
summary (anscombe) # popisné statistiky
3
        cor(
                              # korelace
4
          anscombe[, c(1:4)],
5
          anscombe[, c(5:8)]
6
7
                             y2
                                          y3
                                                       v4
                 y 1
8
     \times 1
         0.8164205
                      0.8162365
                                 0.8162867
                                              -0.3140467
9
     x^2
         0.8164205
                    0.8162365 0.8162867
                                              -0.3140467
                                              -0.3140467
10
     x3
       0.8164205
                    0.8162365 0.8162867
11
     x4
        -0.5290927
                     -0.7184365 -0.3446610 0.8165214
12
                              # příslušná x_i a y_i
13
                              # mají podobné korelace
```

dvojice proměnných se tedy zdají podobné, ale . . .

```
pairs(anscombe)
# eventuálně
pairs(anscombe, panel = panel.smooth)
```

Anscombeův kvartet





Implementace většiny metod pomocí Shiny

Odkaz

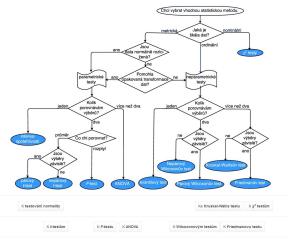
http://shiny.statest.cz:3838/statisticke nastroje/





Vývojový diagram pro výběr statistické metody

Pomocí vývojového diagramu je na základě vložených dat a výzkumných hypotéz možné odhadnout, která statistická metoda nejřepe odpovídá výzkumnému záměru. Poté je možné přejit přímo k zálodce, která nabízí aparát pro realizaci analýzy, a to pomocí tlačítek pod diagramem.





Počet návštěv: 391



Statistické nástroje verze 1.0.0

@080 | CC BY-NC-ND 3.0 CZ | 2017 | Lubomir Štěpánek



Parametry analýzy

☑ Zobrazit originální výstup z R?

Výsledky Friedmanova testu

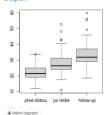
parametr	hodnota
Friedmanova statistika	95.280
počet stupňů volnosti	2
n-hodnota	< 0.00001

Originální výstup z R

```
Friedman rank sum test

data: as.matrix(my_data())
Friedman Onl-Squared = 95.28, df = 2, p-value < 2.2e-16
```

Diagram



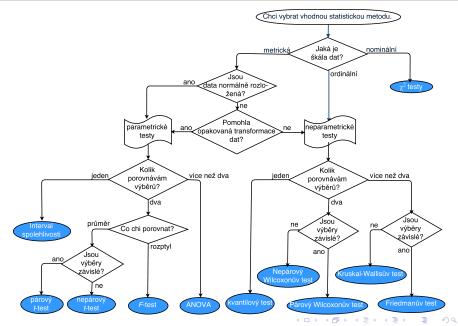
Statistické nástroje verze 1.0.0







GOOD | CC BY-NC-ND 3.0 CZ | 2017 | Lubomír Štěpánek

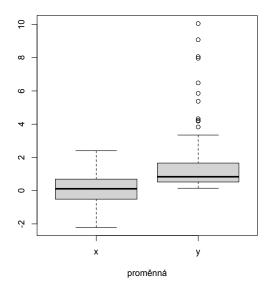


Testy normality

- existuje jich celá řada
- ullet vždy testují nulovou hypotézu H_0 o normálním rozdělení zkoumaného souboru
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α
- jeden z nejpoužívanějších je Shapirův-Wilkův test

```
set.seed(1)
        x < - rnorm(100); y < - exp(rnorm(100))
4
        shapiro.test(x)
5
        # Shapiro-Wilk normality test
6
        #W = 0.9956, p-value = 0.9876
8
        shapiro.test(y)
9
        # Shapiro-Wilk normality test
        # W = 0.66135, p-value = 7.401e-14
10
```

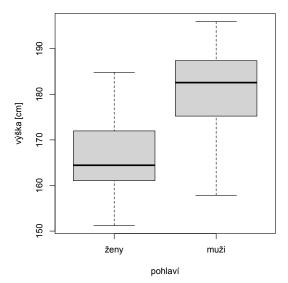
Dvouvýběrový t-test



- testuje nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2$ o statisticky nevýznamném rozdílu ve středních hodnotách dvou výběrů
- předpokládá normalitu obou výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(1)
        muzi <- rnorm(30, 180, 10)
        zeny < - rnorm(30, 165, 10)
5
        t.test(muzi, zeny)
6
        # Welch Two Sample t-test
        # t = 6.5125, df = 56.741, p-value = 2.093e-08
8
        # ...
9
10
        t.test(muzi, zeny)$p.value # 2.093108e-08
```





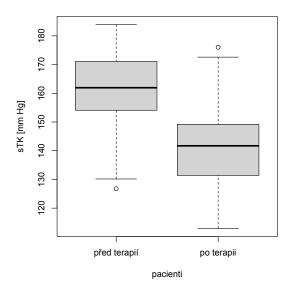
- předpokládá normalitu obou výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(1)
pacienti_pred <- rnorm(50, 160, 15)
pacienti_po <- rnorm(50, 140, 15)

t.test(
pacienti_pred, pacienti_po, paired = TRUE)

# Paired t-test
# t = 7.1546, df = 49, p-value = 3.823e-09
# ...</pre>
```

Párový t-test



- testuje nulovou hypotézu $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o statisticky nevýznamném rozdílu v rozptylech dvou výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

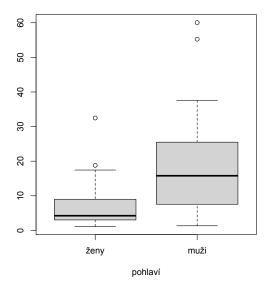
```
set.seed(1)
        muzi <- rnorm(30, 180, 10)
        zeny < - rnorm(30, 165, 10)
4
5
        var.test(muzi, zeny)
6
        # F test to compare two variances
        \# F = 1.3501, num df = 29, denom df = 29,
8
         \# p\text{-value} = 0.4238
9
10
        var.test(muzi, zeny)$p.value # 0.4237845
```

Wilcoxonův dvouvýběrový test

- testuje nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2$ o statisticky nevýznamném rozdílu ve středních hodnotách dvou výběrů
- nepředpokládá normalitu obou výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(1)
       muzi <- exp(rnorm(30, 2.5, 1))</pre>
       zeny < -exp(rnorm(30, 1.5, 1))
4
       wilcox.test(muzi, zeny)
6
       # Wilcoxon rank sum test
       #W = 710, p-value = 7.215e-05
```

Wilcoxonův dvouvýběrový test

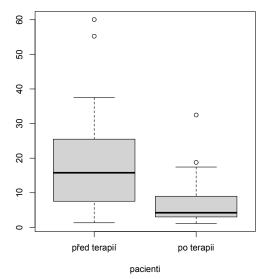


Wilcoxonův párový test

- testuje nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2$ o statisticky nevýznamném rozdílu ve středních hodnotách jednoho výběru ve dvou situacích
- nepředpokládá normalitu obou výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(1)
        pacienti_pred<- exp(rnorm(30, 2.5, 1))</pre>
        pacienti_po <- exp(rnorm(30, 1.5, 1))</pre>
5
        wilcox.test(
6
           pacienti_pred, pacienti_po, paired = TRUE
8
        # Wilcoxon signed rank test
        \# V = 400, p-value = 0.0002833
9
10
        # ...
```

Wilcoxonův párový test

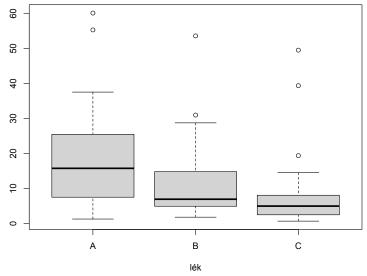


31/40

- testuje nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$ o statisticky nevýznamném rozdílu ve středních hodnotách k výběrů
- nepředpokládá normalitu výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(1)
       lek_A < -exp(rnorm(30, 2.5, 1))
       lek_B < -exp(rnorm(30, 2.0, 1))
       lek_C < -exp(rnorm(30, 1.5, 1))
5
6
       my_data <- data.frame(</pre>
          "mira" = c(lek_A, lek_B, lek_C),
8
          "lek" = c(rep("A", 30), rep("B", 30),
9
                     rep("C", 30))
10
```

Kruskal-Wallisův test







Kruskal-Wallisův test

výsledek testu

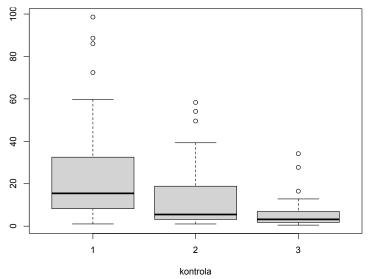
```
kruskal.test(mira ~ lek, my_data)
# Kruskal-Wallis rank sum test
# Kruskal-Wallis chi-squared = 16.945,
# df = 2, p-value = 0.0002092
```

Friedmanův test

- testuje nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$ o statisticky nevýznamném rozdílu ve středních hodnotách jednoho výběru v k situacích
- nepředpokládá normalitu výběrů
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
set.seed(2)
        cas_1 \leftarrow exp(rnorm(30, 2.5, 1))
        cas_2 < -exp(rnorm(30, 2.0, 1))
4
        cas_3 \leftarrow exp(rnorm(30, 1.5, 1))
5
6
        friedman.test(cbind(cas_1, cas_2, cas_3))
        # Friedman rank sum test
8
        # Friedman chi-squared = 18.6, df = 2,
9
        \# p\text{-value} = 9.142e-05
```

Friedmanův test



- χ^2 -test nezávislosti testuje nulovou hypotézu H_0 o nezávislosti mezi řádky a sloupci kontingenční tabulky
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
chisq.test(
          matrix(c(
            12, 20, 30,
4
            18, 14, 10
5
          ), nrow = 2, byrow = T)
6
        # Pearson's Chi-squared test
        # X-squared = 8.7357, df = 2, p-value = 0.01268
```

χ^2 testy dobré shody

- χ^2 -test dobré shody testuje nulovou hypotézu H_0 o statisticky nevýznamné odlišnosti mezi předpokládaným a testovaným rozdělením
- hodnota $p < \alpha$ vede k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α

```
chisq.test(
          c(10, 15, 14),
          p = c(1/3, 1/3, 1/3)
5
       # Chi-squared test for given probabilities
       # X-squared = 1.0769, df = 2, p-value = 0.5836
```

Literatura

- ZVÁRA, Karel. *Základy statistiky v prostředí R.* Praha, Česká republika: Karolinum, 2013. ISBN 978-80-246-2245-3.
 - WICKHAM, Hadley. *Advanced R*. Boca Raton, FL: CRC Press, 2015. ISBN 978-1466586963.

Literatura

Děkuji za pozornost!

lubomir.stepanek@lf1.cuni.cz lubomir.stepanek@fbmi.cvut.cz

