

## 6 Test o rozptylu

**Příklad 6.1.** Rozdělení testovací statistiky  $F_W$

Na základě simulační studie prověrte, zda za předpokladu, že

- a)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , kde  $\mu = 0$ ,  $\sigma^2 = 1$ ;
- b)  $X \sim pN(\mu, \sigma^2) + (1-p)N(\mu, \sigma_2^2)$ , kde  $\mu = 0$ ,  $\sigma^2 = 1$ ,  $p = 0.9$ ,  $\sigma_2^2 = 4$ ;
- c)  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ , kde  $\lambda = 1$ ;

má testovací statistika  $F_W = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$  asymptoticky  $\chi^2$  rozdělení o  $n-1$  stupních volnosti. Pro každou simulaci  $X_m$  vypočítejte  $F_{W,poz,m}$ ,  $m = 1, 2, \dots, M$ , kde  $M = 1000$ . Histogram vygenerovaných testovacích statistik v relativní škále superponujte teoretickou křivkou hustoty  $F_W$ .

Vytvořte animaci demonstrující případnou konvergenci rozdělení testovacích statistik  $F_W$  k  $\chi^2_{n-1}$  rozdělení při rostoucí hodnotě rozsahu  $n$ . Hodnoty  $n$  volte  $n = 3, 4, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 50, 100, 250, 500$ .

Obrázek 1: Aproximace rozdělení testovací statistiky  $F_W$   $\chi^2$  rozdělením za předpokladu, že data pochází (a) z normálního rozdělení, (b) ze smíšeného normálního rozdělení, (c) z exponenciálního rozdělení

**Příklad 6.2. Rozdělení testovacích statistik jednovýběrového testu o rozptylu  $\sigma^2$** 

Nechť náhodný výběr  $X$  pochází z normálního rozdělení, t.j.  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , kde  $\mu = 150$  a  $\sigma^2 = 30^2$ . Pomocí simulační studie ověřte, že pro test o rozptylu  $\sigma^2$  platí za platnosti  $H_0$  následující:

$$1. F_{W,n-1} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$2. F_{W,n} = \frac{nS_n^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_n^2$$

Vygenerujte  $M = 1000$  pseudonáhodných výběrů o rozsahu  $n = 3$ . Pro každý náhodný výběr vypočítejte hodnoty realizací testovacích statistik  $F_{W,n-1}$ ,  $F_{W,n}$ . Vytvořte histogramy těchto testovacích statistik a superponujte je křivkami příslušného rozdělení. Dále vytvořte animaci, ze které bude zřejmé, jak se s rostoucím  $n$  rozdělení testovacích statistik  $F_{W,n-1}$ ,  $F_{W,n}$  asymptoticky blíží k příslušnému rozdělení. Animaci spravte pro měnící se  $n \in \{3, 4, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 50, 100, 250, 500\}$

Obrázek 2:  $\chi^2$  rozdělení (a) testovací statistiky  $F_{W,n-1}$ ; (b) testovací statistiky  $F_{W,n}$

**Příklad 6.3. Vzájemná konvergence  $\chi_{n-1}^2$  a  $\chi_n^2$  rozdělení**

V předchozím příkladu 6.2 jsme si mohli všimnout, že zatímco testovací statistika  $F_{W,n-1}$  má už pro malé rozsahy náhodných výběrů  $\chi^2$  rozdělení o  $n-1$  stupních volnosti, rozdělení testovací statistiky  $F_{W,n}$  se blíží k  $\chi^2$  rozdělení o  $n$  stupních volnosti až s rostoucím rozsahem náhodného výběru  $n$ . Vysvětlení je jednoduché. Z definice statistik  $F_{W,n}$  a  $F_{W,n-1}$  můžeme odvodit, že  $F_{W,n} = F_{W,n-1}$ , přičemž  $F_{W,n-1} \sim \chi_{n-1}^2$ . Pro  $n \rightarrow \infty$  rozdělení  $\chi_{n-1}^2$  a rozdělení  $\chi_n^2$  k sobě vzájemně konvergují a proto rozdělení testovací statistiky  $F_{W,n}$  se pro  $n \rightarrow \infty$  blíží k  $\chi_n^2$  rozdělení. Zbývá tedy ověřit, že skutečně  $\chi_{n-1}^2$  rozdělení a  $\chi_n^2$  rozdělení k sobě konvergují pro  $n \rightarrow \infty$ .

Vytvořte animaci demonstруjící vzájemnou konvergenci  $\chi_{n-1}^2$  rozdělení a  $\chi_n^2$  rozdělení pro  $n \rightarrow \infty$ . Hodnoty  $n$  volte postupně 2, 3, 4, 5, 10, 15, 20, 50, 100, 250, 500, 1000.

Obrázek 3: Vzájemná konvergence  $\chi_{n-1}^2$  rozdělení a  $\chi_n^2$  rozdělení

**Příklad 6.4. Rozdělení testovacích statistik jednovýběrového testu o rozptylu  $\sigma^2$** 

Nechť náhodný výběr  $X$  pochází z normálního rozdělení, t.j.  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , kde  $\mu = 150$  a  $\sigma^2 = 30^2$ . Pomocí simulační studie ověřte, že pro test o rozptylu  $\sigma^2$  platí za platnosti  $H_0$  následující:

1.  $T_W = \sqrt{\frac{n}{2}} \left( 1 - \frac{n}{F_{W,n}} \right) \sim N(0, 1);$
2.  $U_W = \frac{n}{2} \left( 1 - \frac{n}{F_{W,n}} \right)^2 \sim \chi_1^2;$
3.  $U_S = \frac{n}{2} \left( \frac{F_{W,n}}{n} - 1 \right)^2 \sim \chi_1^2;$
4.  $U_{LR} = F_{W,n} - n \left( 1 + \ln \left( \frac{F_{W,n}}{n} \right) \right) \sim \chi_1^2.$

Vygenerujte  $M = 1000$  pseudonáhodných výběrů o rozsahu  $n = 3$ . Pro každý náhodný výběr vypočítejte hodnoty realizací testovacích statistik  $T_W$ ,  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$ . Vytvořte histogramy těchto testovacích statistik a superponujte je křivkami příslušného rozdělení. Dále vytvořte animaci, ze které bude zřejmé, jak se s rostoucím  $n$  rozdělení testovacích statistik  $T_W$ ,  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  asymptoticky blíží k příslušnému rozdělení. Animaci spravte pro měnící se  $n \in \{3, 4, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 50, 100, 250, 500\}$ .

Obrázek 4: Normální rozdělení testovací statistiky  $T_W$  a  $\chi^2$  rozdělení testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$

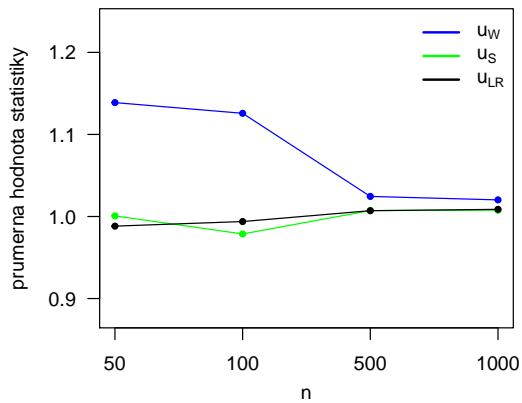
**Příklad 6.5. Rozdělení testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  jednovýběrového testu o rozptylu**

Předpokládejme, že  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , kde  $\mu = 10$  a  $\sigma^2 = 6^2$ . Testujeme nulovou hypotézu  $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$  oproti stanovené alternativní hypotéze  $H_{11} : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ . Pomocí simulační studie ověřte, že za platnosti  $H_0$  statistiky  $U_W = \frac{n}{2} \left(1 - \frac{n}{F_{W,n}}\right)^2$ ,  $U_S = \frac{n}{2} \left(\frac{F_{W,n}}{n} - 1\right)^2$  a  $U_{LR} = F_{W,n} - n \left(1 + \ln\left(\frac{F_{W,n}}{n}\right)\right)$  pochází z  $\chi^2$  rozdělení o jednom stupni volnosti, tj  $U_W \sim \chi_1^2$ ,  $U_S \sim \chi_1^2$  a  $U_{LR} \sim \chi_1^2$ . Dále vypočítejte průměrné hodnoty testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  pro  $n = 50, 100, 500$  a  $1000$  a zjistěte, zda pro tyto statistiky platí analogický vztah jako v případě testu o  $\mu$  při neznámém rozptylu ( $U_S < U_{LR} < U_W$ ; viz příklad 5.4).

Vygenerujte  $M = 1000$  pseudonáhodných výběrů o rozsahu  $n = 3$ . Pro každý náhodný výběr stanovte hodnoty reálnací testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$ . Pomocí funkce `density()` vypočítejte jádrové odhadry rozdělení testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$ . Tyto jádrové odhadry zobrazte do jednoho grafu a barevně je odlište. Do grafu dokreslete křivku hustoty  $\chi_1^2$  rozdělení a vertikální referenční čáru v hodnotě 0. Vytvořte animaci, ze které bude zřejmé, jak se s rostoucím  $n$  rozdělení testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  asymptoticky blíží k  $\chi_1^2$  rozdělení. Hodnoty  $n$  zvolte  $n \in \{3, 4, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 50, 100, 250, 500\}$ . Do komentářů uveďte, která testovací statistika je naprostě nevhodná jako rozhodovací kritérium o  $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ , pokud rozsah náhodného výběru  $n \leq 5$ .

Nakonec vypočítejte průměrné hodnoty testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  pro  $n = 50, 100, 500$  a  $1000$ , zaneste je do jednoho grafu a vzájemně porovnejte. Závěr porovnání slovně okomentujte.

Obrázek 5:  $\chi_1^2$  rozdělení testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$ ,  $U_{LR}$  pro test o rozptylu  $\sigma^2$



Obrázek 6: Porovnání průměrů testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$  pro  $n = 50, 100, 500, 1000$ .

**Příklad 6.6. Test o rozptylu  $\sigma^2$  když  $\mu$  neznáme; praktický příklad**

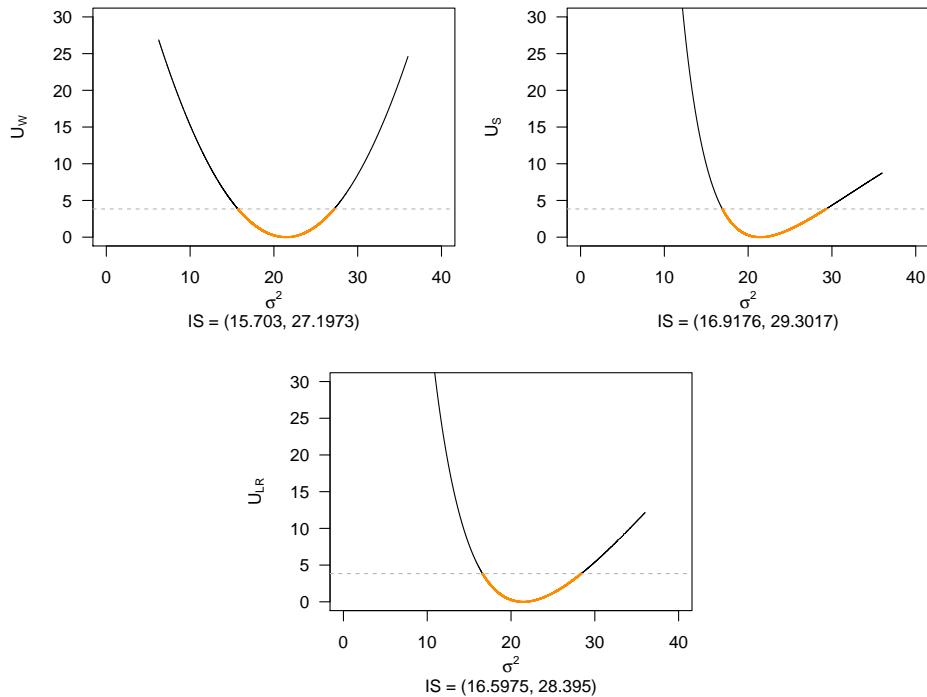
Z archivních materiálů (Schmidt, 1888) máme k dispozici původní kaniometrické údaje 215 dospělých mužů a 107 dospělých žen ze starověké egyptské populace basion–bregmatické výšce lebky. Údaje jsou k dispozici v souboru 11-two-samples-means-skull.txt. Současně máme k dispozici průměrné hodnoty basion–bregmatickej výšky ( $\bar{x}_m = 133.977$  mm;  $\bar{x}_f = 126.942$  mm), hodnoty směrodatné odchylky ( $s_m = 5.171$  mm;  $s_f = 4.430$  mm).

Na hladině významnosti  $\alpha = 0.05$  otestujte hypotézu o shodě rozptylu výšky lebky starověké ženské egyptské populace s rozptylem výšky lebky novověké ženské egyptské populace. Testování provedete pomocí (a) kritického oboru, (b) intervalu spolehlivosti, (c) p-hodnoty při použití testovacích statistik (1)  $F_{W,n-1}$ , (2)  $U_W$ , (3)  $U_S$ , (4)  $U_{LR}$ . Dále vykreslete grafy zobrazující věrohodnostní intervaly spolehlivosti pro test o rozptylu  $\sigma^2$  získaný na základě testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$ .

Na hladině významnosti  $\alpha = 0.05$  dále otestujte hypotézu o shodě směrodatné odchylky výšky lebky starověké ženské egyptské populace se směrodatnou odchylkou výšky lebky novověké ženské egyptské populace. Testování provedete pomocí (a) kritického oboru, (b) intervalu spolehlivosti, (c) p-hodnoty při použití testovacích statistik (1)  $F_{W,n-1}$ , (2)  $U_W$ , (3)  $U_S$ , (4)  $U_{LR}$ .

Tabulka 1: Výsledky testů o rozptylu  $\sigma^2$  píf8ži použit jedl testovacích statistik  $F_{W,n-1}$ ,  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$

Statistika	$\hat{\sigma}^2$	statistika	$W_{hh}$	$W_{dh}$	$IS_{dh}$	$IS_{hh}$	p-hodnota
$F_{W,n-1}$	21.6528	116.9533	79.4013	136.3822	16.8292	28.9063	0.4394
$U_W$	21.6528	0.3875		3.8415	15.7030	27.1973	0.5336
$U_S$	21.6528	0.4629		3.8415	16.9176	29.3017	0.4963
$U_{LR}$	21.6528	0.4361		3.8415	16.5975	28.3950	0.5090



Obrázek 7: 95 % Věrohodnostní empirické intervaly spolehlivosti pro test o rozptylu  $\sigma^2$  získané na základě testovacích statistik  $U_W$ ,  $U_S$  a  $U_{LR}$