MV011 Statistika I

8. Základní pojmy matematické statistiky

Jan Koláček (kolacek@math.muni.cz)

Ústav matematiky a statistiky, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Brno

Motivace

V teorii pravděpodobnosti se předpokládá, že

- je známý **pravděpodobnostní prostor** $(\Omega, \mathcal{A}, P)$
- a že také známe **rozdělení pravděpodobnosti** náhodných veličin (resp. náhodných vektorů), které na tomto pravděpodobnostním prostoru uvažujeme.

V matematické statistice však

- máme k dispozici výsledky n nezávislých pozorování hodnot sledované náhodné veličiny X, které se ve statistice říká *statistický znak*, tj. máme

$$x_1 = X(\omega_1), \ldots, x_n = X(\omega_n),\ \omega_1, \ldots, \omega_n \in \Omega$$

- a na základě těchto pozorování chceme učinit výpověď o rozdělení zkoumané náhodné veličiny.

Náhodný výběr

Definice 1

Náhodný vektor $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ nazýváme **náhodným výběrem** (random sample) **z rozdělení pravděpodobnosti** P, pokud

(i) $X_1, \ldots, X_n$ jsou nezávislé náhodné veličiny,

(ii) $X_1, \ldots, X_n$ mají stejné rozdělení pravděpodobnosti P.

Číslo n nazýváme **rozsah náhodného výběru**. Libovolný bod $\mathbf{x} = (x_1, \ldots, x_n)'$, kde x_i je realizace náhodné veličiny X_i $(i = 1, \ldots, n)$, budeme nazývat **realizací náhodného výběru** $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$.

Nechť náhodný výběr $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ je z rozdělení, které je dáno distribuční funkcí $F(x, \boldsymbol{\theta})$, $\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$. Zkráceně budeme značit:

$$\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq F(x; \boldsymbol{\theta}).$$

Cílem teorie odhadu je **na základě náhodného výběru** odhadnout

- rozdělení pravděpodobnosti,
- popřípadě některé parametry tohoto rozdělení,
- anebo nalézt odhad nějaké funkce parametrů $\boldsymbol{\theta}$, tj. $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Motivační příklad

Příklad 1

Házíme opakovaně mincí. Ze 100 náhodných pokusů: 56 $\times$ „hlava“ a 44 $\times$ „orel“.
Otázka: *Jaká je pravděpodobnost, že padne hlava?*

Realizace $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_{100}) = (1, 1, 0, 1, 0, \dots, 0, 1)$ náhodného výběru z alternativního rozdělení $A(\theta)$, $\theta \in (0, 1)$ je pravděpodobnost „úspěchu“ (hlava).
Cíl: Na základě $\mathbf{x}$ najít odhad $\hat{\theta}$

Frekventistický přístup:

- θ je „pevný“ parametr
- $\mathbf{x}$ je realizace náhodného výběru $\mathbf{X}$ z rozdělení závisejícím na θ
- hledáme statistiku $T = T(\mathbf{X})$ tak, aby $ET = \theta$
- pak $\hat{\theta} = T(\mathbf{x})$

Motivační příklad

Příklad 2

Házíme opakovaně mincí. Ze 100 náhodných pokusů: 56 × „hlava" a 44 × „orel".
Otázka: *Jaká je pravděpodobnost, že padne hlava?*

Realizace $\mathbf{x} = (x_1, \ldots, x_{100}) = (1, 1, 0, 1, 0, \ldots, 0, 1)$ náhodného výběru z alternativního rozdělení $A(\theta)$, $\theta \in (0, 1)$ je pravděpodobnost „úspěchu" (hlava).
Cíl: Na základě $\mathbf{x}$ najít odhad $\hat{\theta}$

Frekventistický přístup:

- θ je „pevný" parametr
- $\mathbf{x}$ je realizace náhodného výběru $\mathbf{X}$ z rozdělení závisejícím na θ
- hledáme statistiku $T = T(\mathbf{X})$ tak, aby $ET = \theta$
- pak $\hat{\theta} = T(\mathbf{x})$

Např. označme $Y = \sum_{i=1}^{n} X_i$, pak $T = \frac{Y}{n}$ (skutečně $ET = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} EX_i = \theta$)

$$\hat{\theta} = \frac{y}{n}.$$

Tj. $\hat{\theta} = \frac{56}{100} = \boxed{0{,}56}$.

Motivační příklad

Připomenutí, **Bayesův vzorec**

$$P(A_j|B) = \frac{P(B|A_j)P(A_j)}{P(B)} = \frac{P(B|A_j)P(A_j)}{\sum\limits_{i=1}^{\infty} P(A_i)P(B|A_i)}.$$

Bayesovský přístup:

- θ je náhodná veličina závisející na $\mathbf{x}$
- odvodíme podmíněné rozdělení $f(\theta|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)f(\theta)}{p(\mathbf{x})} = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)f(\theta)}{\int\limits_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x}|\theta)f(\theta)d\theta}$
- $f(\theta|\mathbf{x})$ – **posteriorní** rozdělení, $f(\theta)$ – **apriorní** rozdělení
- pak $\hat{\theta} = E(\theta|\mathbf{x}) = \int\limits_{-\infty}^{\infty} \theta \cdot f(\theta|\mathbf{x})d\theta$

Zdroj: W.M.Bolstad: *Introduction to Bayesian Statistics*, 2007.

Motivační příklad

V našem příkladě předpokládáme, že o $\theta \in (0,1)$ nevíme vůbec nic, tj. každá jeho hodnota je stejně pravděpodobná, tj. předp. $\theta \sim Rs(0,1)$, takže volíme

$$f(\theta) = \begin{cases} 1, & \theta \in (0,1) \\ 0, & \theta \notin (0,1). \end{cases}$$

Místo závislosti na $\mathbf{x}$ budeme uvažovat závislost na $y = \sum_{i=1}^{n} x_i$, neboť pak

$p(y|\theta) \sim Bi(n,\theta)$, tj.

$$p(y|\theta) = \binom{n}{y} \theta^y (1-\theta)^{n-y}, \qquad y = 0,1,\ldots,n$$

Dále

$$\begin{aligned} p(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(y|\theta) f(\theta) d\theta = \int_0^1 \binom{n}{y} \theta^y (1-\theta)^{n-y} \cdot 1 d\theta \\ &= \binom{n}{y} B(y+1, n-y+1) = \binom{n}{y} \frac{\Gamma(y+1)\Gamma(n-y+1)}{\Gamma(n+2)} \\ &= \binom{n}{y} \frac{y!(n-y)!}{(n+1)!} = \frac{1}{n+1}. \end{aligned}$$

Motivační příklad

Odvodíme podmíněné rozdělení $f(\theta|y)$

$$f(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)f(\theta)}{p(y)} = (n+1)\binom{n}{y}\theta^y(1-\theta)^{n-y}\cdot 1.$$

Nakonec

$$\begin{aligned}\hat{\theta} = E(\theta|y) &= \int_{-\infty}^{\infty} \theta \cdot f(\theta|y)d\theta = (n+1)\binom{n}{y}\int_0^1 \theta^{y+1}(1-\theta)^{n-y}d\theta \\ &= (n+1)\binom{n}{y}B(y+2, n-y+1) = (n+1)\binom{n}{y}\frac{\Gamma(y+2)\Gamma(n-y+1)}{\Gamma(n+3)} \\ &= (n+1)\binom{n}{y}\frac{(y+1)!(n-y)!}{(n+2)!} = \frac{y+1}{n+2}.\end{aligned}$$

Tj. $\hat{\theta} = \frac{57}{102} \doteq$ **0,5588**.

Výběrové charakteristiky

Definice 2

Libovolnou náhodnou veličinu T_n, která vznikne jako funkce náhodného výběru $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$, budeme nazývat **statistikou**, tj. $T_n = T(X_1, \ldots, X_n)'$.

Definice 3

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ je náhodný výběr rozsahu n z rozdělení s distribuční funkcí $F(x; \boldsymbol{\theta})$, $\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$. Potom statistika

$\overline{X}_n = \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ se nazývá **výběrový průměr** (sample mean)

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$ **výběrový rozptyl** (sample variance)

$S = \sqrt{S^2}$ **výběrová směrodatná odchylka**

$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I_{(-\infty, x\rangle}(X_i)$ **výběrová (empirická) distribuční fce** (sample distribution)

Bodové odhady

Bodovým odhadem (**pointwise estimate**) parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ budeme rozumět nějakou statistiku $T_n = T(X_1, \ldots, X_n)'$, která bude pro různé náhodné výběry kolísat kolem $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Definice 4

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ je náhodný výběr z rozdělení pravděpodobnosti $P_{\boldsymbol{\theta}}$, kde $\boldsymbol{\theta}$ je vektor neznámých parametrů. Nechť $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ je daná parametrická funkce. Řekneme, že statistika $T_n = T(X_1, \ldots, X_n)'$ je odhadem

- **nestranným** (**unbiased**) pokud pro $\forall \boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$ platí $E_{\boldsymbol{\theta}} T_n = \gamma(\boldsymbol{\theta})$.
- **kladně vychýleným** $E_{\boldsymbol{\theta}} T_n > \gamma(\boldsymbol{\theta})$ (**positive biased**)
- **záporně vychýleným** $E_{\boldsymbol{\theta}} T_n < \gamma(\boldsymbol{\theta})$ (**negative biased**)
- **asymptoticky nestranným** $\lim\limits_{n\to\infty} E_{\boldsymbol{\theta}} T_n = \gamma(\boldsymbol{\theta})$ (**asymptotically unbiased**)
- **konzistentním** pokud pro $\forall \varepsilon > 0$ platí (**(weak) consistent**)
  $\lim\limits_{n\to\infty} P_{\boldsymbol{\theta}}(|T_n - \gamma(\boldsymbol{\theta})| > \varepsilon) = 0$, tj. $T_n \xrightarrow{P_{\boldsymbol{\theta}}} \gamma(\boldsymbol{\theta})$

Bodové odhady

Poznámka 5

Vlastnost **nestrannosti** *(tj. nevychýlenosti) ještě neposkytuje záruku dobrého odhadu, pouze vylučuje systematickou chybu.*

Poznámka 6

Používání **konzistentních** *odhadů zaručuje*

- *malou pravděpodobnost velké chyby v odhadu parametru, pokud rozsah výběru dostatečně roste;*
- *volbou dostatečně velkého počtu pozorování lze učinit chybu odhadu libovolně malou.*

Odhady střední hodnoty a rozptylu

Věta 7

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ *je náhodný výběr z rozdělení, které má střední hodnotu* μ*. Pak* **výběrový průměr** *je* **nestranným odhadem** *střední hodnoty, tj.*

$$E\overline{X} = \mu.$$

Věta 8

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ *je náhodný výběr z rozdělení, které má rozptyl* σ^2*. Pak* **výběrový rozptyl** *je* **nestranným odhadem** *rozptylu, tj.*

$$ES^2 = \sigma^2.$$

Postačující podmínka konzistence

Věta 9

Nechť statistika $T_n = T(X_1, \ldots, X_n)'$ *je nestranný nebo asymptoticky nestranný odhad parametrické funkce* $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ *a platí*

$$\lim_{n \to \infty} D_{\boldsymbol{\theta}} T_n = 0.$$

Pak je statistika $T_n = T(X_1, \ldots, X_n)$ *konzistentním odhadem parametrické funkce* $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Důsledky

Důsledek 10

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ *je náhodný výběr z rozdělení, které má střední hodnotu* μ *a rozptyl* σ^2, *tj.*

$$\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq \mathcal{L}(\mu, \sigma^2).$$

Potom je-li $\mu < \infty$, *pak* **výběrový průměr** $\overline{X}$ *je* **konzistentním odhadem** μ.

Důsledek 11

Nechť $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ *je náhodný výběr z rozdělení, které má střední hodnotu* μ *a rozptyl* σ^2, *tj.*

$$\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq \mathcal{L}(\mu, \sigma^2).$$

Potom je-li $\sigma^2 < \infty$, *pak* **výběrový rozptyl** S^2 *je* **konzistentním odhadem** σ^2.

Více nestranných odhadů

Definice 12

Nechť T_n je nestranný odhad parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ a pro všechna $\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$ platí

$$D_{\boldsymbol{\theta}} T_n \leq D_{\boldsymbol{\theta}} T_n^*,$$

kde T_n^* je libovolný nestranný odhad parametru $\gamma(\boldsymbol{\theta})$. Potom odhad T_n nazveme **nejlepším nestranným odhadem** (**Best Linear Unbiased Estimate (BLUE)**) parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Příklad 3

Nalezněte nejlepší nestranný lineární odhad střední hodnoty μ.

Intervalové odhady

Odhady, jimiž jsme se doposud zabývali, se někdy nazývají **bodové odhady** parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$. Je tomu tak proto, že pro danou realizaci náhodného výběru $x_1, \ldots, x_n$ představuje odhad daný statistikou $T_n(x_1, \ldots, x_n)$ **jediné číslo** (**bod**), které je v jistém smyslu přiblížením ke skutečné hodnotě parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Úlohu odhadu však lze formulovat i jiným způsobem. Jde o to, sestrojit na základě daného náhodného výběru takový interval, jehož **hranice** jsou **statistiky**, a který se s dostatečně velkou přesností pokryje skutečnou hodnotu parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$. V tomto případě mluvíme o **intervalovém odhadu** parametrické funkce $\gamma(\boldsymbol{\theta})$.

Motivační příklad

Příklad 4

Házíme opakovaně mincí. Ze 100 náhodných pokusů: 56 $\times$ „hlava“ a 44 $\times$ „orel“.
Otázka: *V jakých mezích se pohybuje pravděpodobnost, že padne hlava?*

Realizace $\mathbf{x} = (x_1, \ldots, x_{100}) = (1, 1, 0, 1, 0, \ldots, 0, 1)$ náhodného výběru z alternativního rozdělení $A(\theta)$, $\theta \in (0, 1)$ je pravděpodobnost „úspěchu“ (hlava).
Cíl: Na základě $\mathbf{x}$ najít interval $\langle D, H\rangle$ tak, že $P(\theta \in \langle D, H\rangle) = 0,95$.

Frekventistický přístup:

- θ je „pevný“ parametr
- $\mathbf{x}$ je realizace náhodného výběru $\mathbf{X}$ z rozdělení závisejícím na θ
- hledáme statistiky $D = D(\mathbf{X})$, $H = H(\mathbf{X})$ tak, aby $P(\theta \in \langle D, H\rangle) = 0,95$.

Víme $X_i \sim A(\theta) \Rightarrow E(X_i) = \theta,\ D(X_i) = \theta(1-\theta)$

Označme $Y = \sum\limits_{i=1}^{n} X_i$, pak pro $\overline{X} = \frac{Y}{n}$ dle **CLV** je $\frac{\theta - \overline{X}}{\sqrt{\frac{\overline{X}(1-\overline{X})}{n}}} \approx N(0,1)$

Proto

$$\langle D, H\rangle = \overline{X} \pm u_{0,975}\sqrt{\frac{\overline{X}(1-\overline{X})}{n}} = 0,56 \pm 1,96\frac{\sqrt{0,56 \cdot 0,44}}{10} = \boxed{\langle 0,463; 0,657\rangle}.$$

Motivační příklad

Bayesovský přístup:

- θ je náhodná veličina závisející na $\mathbf{x}$
- odvodili jsme podmíněné rozdělení (viz Příklad 1)
  $f(\theta|y) = (n+1)\binom{n}{y}\theta^y(1-\theta)^{n-y},\ \theta \in (0,1)$, tj. $\theta \sim Beta(\underbrace{y+1}_{a'}, \underbrace{n-y+1}_{b'})$
- věrohodnostní interval (**credible interval**) je $\langle D, H\rangle = \langle \beta_{0,025}; \beta_{0,975}\rangle$, kde β_α je α-kvantil rozdělení $Beta(a', b')$.

Výpočet

- „ručně“: $Beta(a', b') \approx N(\mu_*, \sigma_*^2)$, kde $\mu_* = \frac{a'}{a'+b'},\ \sigma_*^2 = \frac{a'b'}{(a'+b')^2(a'+b'+1)}$
  pak $\langle D, H\rangle = \mu_* \pm u_{0,975}\cdot\sigma_* = \frac{57}{102} \pm 1,96 \cdot \sqrt{\frac{57\cdot 45}{102^2\cdot 103}} = \boxed{\langle 0,463; 0,654\rangle}$
- „v R“: $\beta_{0,025} = \text{qbeta}(0,025, 57, 45) = \boxed{0,462}$
  $\beta_{0,975} = \text{qbeta}(0,975, 57, 45) = \boxed{0,653}$

Definice

Definice 13

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq F(x; \boldsymbol{\theta})$ je náhodný výběr rozsahu n z rozdělení o distribuční funkci $F(x; \boldsymbol{\theta})$, $\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$. Dále mějme parametrickou funkci $\gamma(\boldsymbol{\theta})$, $\alpha \in (0, 1)$ a statistiky $D = D(X_1, \ldots, X_n)$ a $H = H(X_1, \ldots, X_n)$.
Potom intervaly $\langle D, H \rangle$ nazveme $100(1 - \alpha)$ % **intervalem spolehlivosti** (**confidence interval**) pro parametrickou funkci $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ jestliže

$$P_{\boldsymbol{\theta}}(D(X_1, \ldots, X_n) \leq \gamma(\boldsymbol{\theta}) \leq H(X_1, \ldots, X_n)) = 1 - \alpha$$

Jestliže

$$P_{\boldsymbol{\theta}}(D(X_1, \ldots, X_n) \leq \gamma(\boldsymbol{\theta})) = 1 - \alpha,$$

pak statistiku $D = D(X_1, \ldots, X_n)$ nazýváme **dolním odhadem parametrické funkce** $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ se spolehlivostí $1 - \alpha$ (nebo s rizikem α).
Jestliže

$$P_{\boldsymbol{\theta}}(\gamma(\boldsymbol{\theta}) \leq H(X_1, \ldots, X_n)) = 1 - \alpha$$

pak statistiku $H = H(X_1, \ldots, X_n)$ nazýváme **horním odhadem parametrické funkce** $\gamma(\boldsymbol{\theta})$ se spolehlivostí $1 - \alpha$ (nebo s rizikem α).

Konstrukce intervalových odhadů

1. Najdeme nějakou tzv. PIVOTOVOU STATISTIKU, tj. funkci $\boxed{h}$ náhodného výběru $\mathbf{X} = (X_1, \ldots, X_n)'$ a parametrické funkce $\gamma(\theta)$, tedy náhodnou veličinu
$$\boxed{h(\mathbf{X}, \gamma(\theta))},$$
tak aby její rozdělení již **nezáviselo na parametru** θ.

2. Nechť $q_{\alpha/2}$ a $q_{1-\alpha/2}$ jsou kvantily rozdělení statistiky
$$h(\mathbf{X}, \gamma(\theta)).$$
Pak pro všechna θ platí
$$P_\theta(q_{\alpha/2} < h(\mathbf{X}, \gamma(\theta)) \leq q_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

3. Jestliže lze nerovnosti v závorce převést ekvivalentními úpravami na tvar, kde mezi nerovnostmi stojí jen $\gamma(\theta)$, pak jsme sestrojili intervalový odhad
$$D_n(\mathbf{X}) \leq \gamma(\theta) \leq H_n(\mathbf{X})$$
o spolehlivosti $1 - \alpha$.

Konstrukce intervalových odhadů – pokračování

Tedy, je-li $h(\mathbf{X}, \gamma(\theta))$ **ryze monotónní funkce**, pak existuje inverzní funkce

$$h^{-1}\left(h(\mathbf{X}, \gamma(\theta))\right) = \gamma(\theta).$$

(a) Pokud je $h(\mathbf{X}, \gamma(\theta))$ **rostoucí funkce**, pak platí

$$P_\theta(h^{-1}(q_{\alpha/2}) \leq \gamma(\theta) \leq h^{-1}(q_{1-\alpha/2})) = 1 - \alpha.$$

(b) Pokud je $h(\mathbf{X}, \gamma(\theta))$ **klesající funkce**, pak platí

$$P_\theta(h^{-1}(q_{1-\alpha/2}) \leq \gamma(\theta) \leq h^{-1}(q_{\alpha/2})) = 1 - \alpha.$$

Kvantily některých důležitých rozdělení

Φ	distribuční funkce standardizovaného normálního rozdělení
G_n	distribuční funkce rozdělení χ^2 o n stupních volnosti
H_n	distribuční funkce Studentova rozdělení o n stupních volnosti
$Q_{n,m}$	distribuční funkce Fisherova–Snedecorova rozdělení o n a m stupních volnosti
u_α	kvantily standardizovaného normálního rozdělení
$\chi^2_\alpha(\nu)$	kvantily rozdělení χ^2 o ν stupních volnosti
$t_\alpha(\nu)$	kvantily Studentova rozdělení o ν stupních volnosti
$F_\alpha(\nu_1, \nu_2)$	kvantily Fisherova–Snedecorova rozdělení o ν_1 a ν_2 stupních volnosti

Dobrá vlastnost

Je-li distribuční funkce F absolutně spojitá a ryze monotónní a je-li příslušná hustota f **sudá funkce**, pak platí

$$F(x) = 1 - F(-x) \qquad x \in \mathbb{R}$$

a odtud

$$x_\alpha = -x_{1-\alpha} \qquad \alpha \in (0,1),$$

což speciálně platí pro **normální** a **Studentovo rozdělení**.

Odhady parametrů normálního rozdělení

Normální rozdělení s hustotou

$$\boxed{X \sim N(\mu, \sigma^2) \sim f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}} \qquad x \in \mathbb{R}$$

má střední hodnotu $EX = \mu$ a rozptyl $DX = \sigma^2$.

Vlastnosti

Nechť $k, n \in \mathbb{N}$, $\nu, \nu_1, \nu_2, \ldots, \nu_k \in \mathbb{N}$, $b_0, b_1, \ldots, b_n \in \mathbb{R}$,
$\exists\, i \in \{1, \ldots, n\} : b_i \neq 0$

$$\perp\!\!\!\perp \{X_1, \ldots, X_n\} \wedge X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \Rightarrow \quad b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i X_i \sim N\left(b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i \mu_i, \sum_{i=1}^{n} b_i^2 \sigma_i^2\right)$$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \Rightarrow \quad U = \tfrac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$$

χ^2 **rozdělení**:

$$\perp\!\!\!\perp \{U_1, \ldots, U_\nu\} \simeq N(0,1) \quad \Rightarrow \quad K = U_1^2 + \cdots + U_\nu^2 \sim \chi^2(\nu)$$

$$\perp\!\!\!\perp \left\{K_1 \sim \chi^2(\nu_1), \ldots, K_k \sim \chi^2(\nu_k)\right\} \quad \Rightarrow \quad K = K_1 + \cdots + K_k \sim \chi^2(\nu_1 + \cdots + \nu_k)$$

Studentovo t-rozdělení:

$$U \sim N(0,1) \perp K \sim \chi^2(\nu) \quad \Rightarrow \quad T = \frac{U}{\sqrt{\frac{K}{\nu}}} \sim t(\nu)$$

Fisherovo F-rozdělení:

$$K_1 \sim \chi^2(\nu_1) \perp K_2 \sim \chi^2(\nu_2) \quad \Rightarrow \quad F = \frac{K_1/\nu_1}{K_2/\nu_2} \sim F(\nu_1, \nu_2)$$

Důsledek

Věta 14

Mějme $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \dots, X_n\} \simeq N(\mu, \sigma^2)$ *a výběrový průměr* $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$ *a výběrový rozptyl* $S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2$. *Pak platí*

(1)	*Výběrový průměr*	$\overline{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$
(2)	*Statistika*	$U = \frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}\sqrt{n} \sim N(0,1)$
(3)	*Statistika*	$K = \frac{n-1}{\sigma^2}S^2 \sim \chi^2(n-1)$
(4)	*Statistika*	$T = \frac{\overline{X}-\mu}{S}\sqrt{n} \sim t(n-1)$

Pivotové statistiky

Statistiky $\boxed{U}$, $\boxed{K}$ a $\boxed{T}$ se nazývají <u>PIVOTOVÉ STATISTIKY</u>, přičemž

$U = \frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}\sqrt{n}$	je pivotovou statistikou pro neznámý parametr	μ	při známém σ
$K = \frac{n-1}{\sigma^2}S^2$	- "-	σ^2	
$T = \frac{\overline{X}-\mu}{S}\sqrt{n}$	- "-	μ	při neznámém σ

Interval spolehlivosti pro střední hodnotu při známém rozptylu

Důsledek 15

Mějme $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \dots, X_n\} \simeq N(\mu, \sigma^2)$, *kde* μ *je* **neznámý parametr** *a* $\sigma^2 \in \mathbb{R}$ *je* **známé** *reálné číslo. Pak*

$\langle \overline{X} - u_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \overline{X} + u_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \rangle$	-	*je* $100(1-\alpha)\%$ *interval spolehlivosti pro střední hodnotu* μ *při známém* σ^2
$\overline{X} - u_{1-\alpha}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	-	*je* **dolní odhad** *střední hodnoty* μ *při známém* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$
$\overline{X} + u_{1-\alpha}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	-	*je* **horní odhad** *střední hodnoty* μ *při známém* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$

Důkaz

Za pivotovou statistiku zvolíme statistiku

$$U = U_{\overline{X}} = \frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}\sqrt{n} \ \sim \ N(0,1).$$

Počítejme

$$\begin{aligned} 1-\alpha &= P(u_{\frac{\alpha}{2}} \le U \le u_{1-\frac{\alpha}{2}}) \\ &= P(-u_{1-\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}\sqrt{n} \le u_{1-\frac{\alpha}{2}}) \\ &= P(\overline{X} - u_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \mu \le \overline{X} + u_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}) \end{aligned}$$

Příklad

Příklad 5

Rychlost letadla byla určována v 5 zkouškách a z jejich výsledků byl vypočten odhad $\overline{x} = 870,3\ m/s$. Najděte 95% interval spolehlivosti pro μ, je-li známo, že rozptýlení rychlosti letadla se řídí normálním rozdělením se směrodatnou odchylkou $\sigma = 2,1 m/s$.

Řešení

$$\overline{X} \pm u_{0,975} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 870,3 \pm 1,959964 \frac{2,1}{\sqrt{5}} = (868,46; 872,14).$$

Interval spolehlivosti pro střední hodnotu při neznámém rozptylu

Důsledek 16

Mějme $\perp\!\!\!\perp\{X_1,\ldots,X_n\} \simeq N(\mu,\sigma^2)$*, kde* μ *a* σ^2 *jsou* **neznámé parametry***. Pak pro střední hodnotu* $\boxed{\mu}$

$\langle \overline{X} - t_{1-\alpha/2}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}, \overline{X} + t_{1-\alpha/2}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}\rangle$ - *je* $100(1-\alpha)\%$ *interval spolehlivosti pro střední hodnotu* μ *při neznámém* σ^2

$\overline{X} - t_{1-\alpha}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}$ - *je* **dolní odhad** *střední hodnoty* μ *při neznámém* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$

$\overline{X} + t_{1-\alpha}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}$ - *je* **horní odhad** *střední hodnoty* μ *při neznámém* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$

Interval spolehlivosti pro rozptyl

Důsledek 17

Mějme $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq N(\mu, \sigma^2)$, *kde* μ *a* σ^2 *jsou* **neznámé parametry**. *Pak pro rozptyl* $\boxed{\sigma^2}$

$$\left\langle \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \right\rangle$$ - *je* $100(1-\alpha)\%$ *interval spolehlivosti pro rozptyl* σ^2

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha}(n-1)}$$ - *je* **dolní odhad** *rozptylu* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha}(n-1)}$$ - *je* **horní odhad** *rozptylu* σ^2 *se spolehlivostí* $1-\alpha$

Příklad

Příklad 6

Deset balíčků mouky pocházejících z balícího stroje mělo hmotnosti v gramech: 987, 1 001, 993, 994, 993, 1 005, 1 007, 999, 995, 1 002. Sestrojte 95% interval spolehlivosti pro střední hodnotu a rozptyl hmotnosti (předpokládejte normální rozdělení).

Řešení Vypočteme průměr $\overline{x} = 997,6$ a směrodatnou odchylku $s = 6,2397$.
IS pro μ:

$$\overline{x} \pm t_{0,975}(9)\frac{s}{\sqrt{10}} = 997,6 \pm 2,26\,\frac{6,2397}{\sqrt{10}} = (993,14; 1002,06).$$

IS pro σ^2:

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)}\right) = \left(\frac{9s^2}{\chi^2_{0,975}(9)}, \frac{9s^2}{\chi^2_{0,025}(9)}\right) = (18,42; 129,76).$$

Dva výběry

Věta 18

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \dots, X_{n_1}\} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $\overline{X}$ *výběrový průměr a* S_1^2 *výběrový rozptyl. Dále nechť* $\perp\!\!\!\perp\{Y_1, \dots, Y_{n_2}\} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, $\overline{Y}$ *výběrový průměr a* S_2^2 *výběrový rozptyl. Předpokládejme* $\mathbf{X} \perp \mathbf{Y}$. *Pak*

(1) *Statistika*

$$U_{\overline{X}-\overline{Y}} = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1).$$

(2) *Pokud* $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, *pak statistika*

$$T_{\overline{X}-\overline{Y}} = \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{12}} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2), S_{12}^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2+(n_2-1)S}{n_1+n_2-2}$$

(3) *Statistika*

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

IS pro $\mu_1 - \mu_2$

Důsledek 19

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \dots, X_{n_1}\} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $\overline{X}$ *výběrový průměr a* S_1^2 *výběrový rozptyl. Dále nechť* $\perp\!\!\!\perp\{Y_1, \dots, Y_{n_2}\} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, $\overline{Y}$ *výběrový průměr a* S_2^2 *výběrový rozptyl. Předpokládejme* $\mathbf{X} \perp \mathbf{Y}$*. Pak*

- *jsou-li* $\boxed{\sigma_2^2 \text{ a } \sigma_1^2 \text{ známé}}$, *pak* $100(1-\alpha)\%$ *IS pro* $\mu_1 - \mu_2$

$$\left\langle \overline{X} - \overline{Y} - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \overline{X} - \overline{Y} + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right\rangle.$$

- *Jestliže* $\boxed{\sigma_2^2 \text{ a } \sigma_1^2 \text{ neznáme}}$ *a platí* $\boxed{\sigma_2^2 = \sigma_1^2 = \sigma^2}$, *pak* $100(1-\alpha)\%$ *IS*

$$\left\langle \overline{X} - \overline{Y} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1+n_2-2)\, S_{12} \sqrt{\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2}}, \overline{X} - \overline{Y} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1+n_2-2)\, S_{12} \sqrt{\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2}} \right\rangle,$$

kde

$$S_{12}^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}.$$

Příklad

Příklad 7

Bylo vylosováno 11 stejně starých selat téhož plemene, šest z nich bylo krmeno směsí A, zbývajících pět bylo krmeno směsí B. Denní přírůstky váhy selat (v dkg) byly při krmení směsí A : 62, 54, 55, 60, 53, 58, u směsi B : 52, 56, 50, 49, 51. Předpokládáme, že neznámé směrodatné odchylky si budou rovny u obou skupin. Sestrojte interval spolehlivosti pro rozdíl neznámých středních hodnot $\mu_1 - \mu_2$ *při riziku* $\alpha = 0,05$.

Řešení Vypočteme průměry $\overline{x} = 57$, $\overline{y} = 51,6$ a směrodatné odchylky $s_1 = 3,58$, $s_2 = 2,7$, $s_{12} = 3,22$.
IS pro $\mu_1 - \mu_2$:

$$\overline{x} - \overline{y} \pm t_{0,975}(6+5-2)s_{12}\sqrt{\frac{5+6}{5\cdot 6}} = 5,4 \pm 2,26 \cdot 3,22 \cdot \sqrt{\frac{11}{30}} = (0,99;9,81).$$

Důsledek 20

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1,\ldots,X_{n_1}\} \sim N(\mu_1,\sigma_1^2)$, $\overline{X}$ *výběrový průměr a* S_1^2 *výběrový rozptyl. Dále nechť* $\perp\!\!\!\perp\{Y_1,\ldots,Y_{n_2}\} \sim N(\mu_2,\sigma_2^2)$, $\overline{Y}$ *výběrový průměr a* S_2^2 *výběrový rozptyl. Předpokládejme* $\mathbf{X} \perp \mathbf{Y}$. *Pak*

- *Při* $\boxed{\text{neznámých } \mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2}$ *je* $100(1-\alpha)\,\%$ *IS roven*

$$\left\langle \frac{S_1^2}{S_2^2}\frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2}\frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1)} \right\rangle.$$

Alternativně

$$\left\langle \frac{S_1^2}{S_2^2}\frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2}F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_2-1,n_1-1) \right\rangle$$

Příklad

Příklad 8

V tabulce jsou uvedeny výsledky analýz niklu získané dvěma analytickými metodami. Stanovte interval spolehlivosti pro podíl směrodatných odchylek obou metod při riziku $\alpha = 0,05$, jestliže tyto výsledky považujeme za realizace náhodných výběrů z normálního rozdělení.

Metoda I	$3,26$	$3,26$	$3,27$	$3,27$
Metoda II	$3,23$	$3,27$	$3,29$	$3,29$

Řešení Vypočteme směrodatné odchylky $s_1 = 0,0058$, $s_2 = 0,028$.

IS pro $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$:

$$\left(\frac{s_1^2}{s_2^2}\frac{1}{F_{0,975}(4-1,4-1)}, \frac{s_1^2}{s_2^2}F_{0,975}(4-1,4-1)\right) = (0,0027; 0,643),$$

odtud dostáváme IS pro $\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$:

$$\sqrt{(0,0027; 0,643)} = (0,052; 0,802).$$

Párové výběry

Věta 21

Nechť $\mathbf{X}_1 = (X_1, Y_1)', \ldots, \mathbf{X}_n = (X_n, Y_n)'$ *je náhodný výběr z dvourozměrného normálního rozdělení* $\mathrm{N}_2(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ *s parametry* $\boldsymbol{\mu} = \binom{\mu_1}{\mu_2}$ *a* $\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$*, kde* $\mu_1, \mu_2 \in \mathbb{R}$*,* $\sigma_1^2 > 0$*,* $\sigma_2^2 > 0$ *a* $\rho \in (0,1)$*.*

Pro $i = 1, \ldots, n$ *označme*

$$\begin{aligned} Z_i &= X_i - Y_i \\ \overline{Z} &= \tfrac{1}{n} \textstyle\sum_{i=1}^n Z_i \\ S_Z^2 &= \tfrac{1}{n-1} \textstyle\sum_{i=1}^n (Z_i - \overline{Z})^2. \end{aligned}$$

Pak

$$\left\langle \overline{Z} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)\frac{S_Z}{\sqrt{n}}, \overline{Z} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)\frac{S_Z}{\sqrt{n}} \right\rangle$$

je intervalový odhad parametrické funkce $\mu_1 - \mu_2$ *o spolehlivosti* $1 - \alpha$*.*

Příklad 9

U 6 aut bylo zjištěno ojetí předních pneumatik (v mm)

L	$1,8$	$1,0$	$2,2$	$0,9$	$1,5$	$1,6$
P	$1,5$	$1,1$	$2,0$	$1,1$	$1,4$	$1,4$

Určete 95 % interval spolehlivosti pro rozdíl středních hodnot ojetí levé a pravé pneumatiky.

Řešení Vypočteme rozdíl ojetí na každém autě $z = (0,3; -0,1; 0,2; -0,2; 0,1; 0,2)$ a průměr $\bar{z} = 0,083$ a směrodatnou odchylku $s = 0,194$.
IS pro $\mu_1 - \mu_2$:

$$\bar{z} \pm t_{0,975}(6-1)\frac{s}{\sqrt{n}} = 0,083 \pm 2,57 \cdot \frac{0,194}{\sqrt{6}} = (-0,120; 0,287).$$

Odhady založené na centrální limitní větě

Často lze najít takovou **transformaci** $\boxed{h}$, že náhodná veličina $\boxed{h(\mathbf{X}, \gamma(\boldsymbol{\theta}))}$ má pro $n \to \infty$ **asymptoticky** standardizované normální rozdělení $\boxed{N(0,1)}$, tj.

$$h(\mathbf{X}, \gamma(\boldsymbol{\theta})) \overset{A}{\sim} N(0,1)$$

Přitom rozdělení, z něhož výběr pochází

- nemusí splňovat požadavky **spojitosti** a **ryzí monotonie** distribuční funkce,
- může být i diskrétní.

Věta 22

Mějme $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq \mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$ *a výběrový průměr* $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n} X_i$. *Nechť* $S_*^2 = S_*^2(\mathbf{X})$ *je* **konzistentním odhadem** *rozptylu* σ^2. *Pak statistika*

$$U_* = \frac{\overline{X}-\mu}{S_*}\sqrt{n} \overset{A}{\sim} N(0,1).$$

Důsledky

Důsledek 23 (Binární náhodné výběry)

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq A(p)$ *je náhodný výběr s alternativním (binárním) rozdělením. Potom intervalovým odhadem parametru* $\boxed{p}$ *o asymptotické spolehlivosti* $1-\alpha$ *je interval*

$$\left\langle \overline{X} - u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\overline{X}(1-\overline{X})}{n}}, \overline{X} + u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\overline{X}(1-\overline{X})}{n}} \right\rangle .$$

Důsledek 24 (Poissonovské náhodné výběry)

Nechť $\perp\!\!\!\perp\{X_1, \ldots, X_n\} \simeq Po(\lambda)$ *je náhodný výběr s Poisonovým rozdělením. Potom intervalovým odhadem parametru* $\boxed{\lambda}$ $(0 < \lambda < \infty)$ *o asymptotické spolehlivosti* $1-\alpha$ *je interval*

$$\left\langle \overline{X} - u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\overline{X}}{n}}, \overline{X} + u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\overline{X}}{n}} \right\rangle .$$

Příklad

Příklad 10

Z 42 náhodně vybraných účastníků sportovního odpoledne bylo 16 dívek a 26 chlapců. Určete 95 % interval spolehlivosti pro podíl dívek mezi účastníky.

Řešení Označme $X_i,\ i = 1, \dots, 42$ náhodnou veličinu nabývající hodnoty 1, pokud vybraný účastník je dívka a hodnoty 0, pokud vybraný účastník je chlapec. Zřejmě $X_i \sim A(p)$. Vypočteme průměr $\overline{x} = \frac{16}{42} = 0,38$ a směrodatnou odchylku $s = \sqrt{\overline{x}(1-\overline{x})} = 0,4856$.
IS pro p:

$$\overline{x} \pm u_{0,975} \frac{s}{\sqrt{n}} = 0,38 \pm 1,96 \cdot \frac{0,4856}{\sqrt{42}} = (0,234; 0,527).$$

Úlohy k procvičení

Příklad 11.1

Při zjišťování přesnosti nově zaváděné metody pro stanovení obsahu manganu v oceli bylo rozhodnuto provést 4 nezávislá měření. Stanovte dolní odhad pro σ s rizikem $0,05$, když výsledky měření byly: $0,31\%$; $0,30\%$; $0,29\%$;$0,32\%$.

$[0,00799]$

Příklad 11.2

Ze základního souboru byl proveden náhodný výběr s naměřenými intervalovými hodnotami a jejich četnostmi sledovaného znaku

x_i	$(15,17\rangle$	$(17,19\rangle$	$(19,21\rangle$	$(21,23\rangle$	$(23,25\rangle$	$(25,27\rangle$
n_i	10	30	50	70	60	30

Určete

a) *interval ve kterém se nachází střední hodnota μ s pravděpodobností 0,95*

b) *interval ve kterém se nachází rozptyl σ^2 s pravděpodobností 0,95.*

[a) $(21,5094;22,1706)$, b) $(5,952;8,464)$]

Úlohy k procvičení

Příklad 11.3

V tabulce jsou uvedeny hodnoty odporu (v ohmech) vzorků drátů A a B. Je známo, že výsledky takových zkoušek mají normální rozdělení s rozptyly $\sigma_1^2 = 4 \cdot 10^{-6}$, $\sigma_2^2 = 9 \cdot 10^{-6}$. Stanovte dolní odhad pro rozdíl středních hodnot odporu drátů při riziku $\alpha = 0,05$.

A	0,140	0,138	0,143	0,142	0,144	0,137
B	0,135	0,140	0,142	0,136	0,138	

$[-0,000116]$

Příklad 11.4

Bylo vylosováno 6 vrhů selat a z nich vždy dva sourozenci. Jeden z nich vždy dostal náhodně dietu č. 1 a druhý dietu č. 2. Přírůstky (v dkg) jsou následující: $(62;52), (54;56), (55;49), (60;50), (53;51), (58;50)$. Sestrojte 95% interval spolehlivosti pro $\mu_1 - \mu_2$.

$[(0,626; 10,707)]$

Úlohy k procvičení

Příklad 11.5

V tabulce jsou uvedeny výsledky analýz niklu získané dvěma analytickými metodami. Stanovte horní odhad pro podíl směrodatných odchylek obou metod při riziku $\alpha = 0,05$*, jestliže tyto výsledky považujeme za realizace náhodných výběrů z normálního rozdělení.*

Metoda I	$3,26$	$3,26$	$3,27$	$3,27$
Metoda II	$3,23$	$3,27$	$3,29$	$3,29$

$[0,622]$

Příklad 11.6

Mezi 160 pracovníky (náhodně vybranými z 8 000 pracujících v závodě) 48 cestuje do práce vlakem. Napište bodový odhad a 95% interval spolehlivosti pro podíl a počet zaměstnanců dopravujících se vlakem.

[podíl: $0,3$; $(0,229; 0,371)$, počet: $2\,400$; $(1\,832; 2\,968)$]

Úlohy k procvičení

Příklad 11.7

Naprogramujte funkci `ukol.R`, která pro jediný vstupní parametr n vygeneruje n-rozměrný datový soubor z normálního rozdělení $\mathrm{N}(1/2, 1)$ a na základě vygenerovaných dat sestrojí 95% interval spolehlivosti pro střední hodnotu μ. Sledujte, pro jak velká n tento interval obsahuje nulu a jak se mění šířka intervalu. Dokážete interpretovat pozorované jevy?