Bodové

а

intervalové odhady

Supplementum ke cvičení 4ST201 Statistika

Lubomír Štěpánek^{1, 2}



 Oddělení biomedicínské statistiky Ústav biofyziky a informatiky
 lékařská fakulta
 Univerzita Karlova, Praha



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

(2019) 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.

Obsah

- Opakování
- Úvod do odhadování
- Bodový odhad
- Intervalový odhad
- Literatura

- Pravděpodobnost narození chlapce je 0,515. Jaká je pravděpodobnost, že mezi 10 000 narozenými novorozenci bude
 - (i) více děvčat než chlapců?
 - relativní četnost chlapců bude v mezích od 0,515 do 0,517?

Opakování

- Pravděpodobnost narození chlapce je 0,515. Jaká je pravděpodobnost, že mezi 10 000 narozenými novorozenci bude
 - (i) více děvčat než chlapců?
 - (ii) relativní četnost chlapců bude v mezích od 0.515 do 0.517?
- Řešení.
 - 0,00135.
 - 0,15500.



4/24

Opakování

Zaměstnanec jezdí do zaměstnání pravidelně tam i zpět metrem.
 Doba čekání na příjezd soupravy metra se pohybuje rovnoměrně mezi
 0 až 3 minutami. Jaká je pravděpodobnost, že celková doba čekání
 zaměstnance během 23 pracovních dní bude kratší než 80 minut?

 $^{^1}$ zaměstnanec jede vždy dvakrát denně – do zaměstnání a zpět 4 6 6 6 8 8 9 9 9 9

Opakování

Zaměstnanec jezdí do zaměstnání pravidelně tam i zpět metrem.
 Doba čekání na příjezd soupravy metra se pohybuje rovnoměrně mezi
 0 až 3 minutami. Jaká je pravděpodobnost, že celková doba čekání
 zaměstnance během 23 pracovních dní¹ bude kratší než 80 minut?

• *Řešení*. 0,969.



- ve výběru hodnot umíme spočítat výběrové charakteristiky
- obvykle nás ale zajímají populační charakteristiky
- pomocí výběrových charakteristik můžeme na populační charakteristiky odhadovat
 - jak se odhady provádí?
 - jaké vlastnosti mají takové odhady, jak jsou "přesné"?

Pojem populace

- populace := základní soubor
- úplná množina (statistický soubor) všech prvků (statistických jednotek), které spojuje určitá vlastnost a o kterých se snažíme statisticky něco zjistit
- prvky dány výčtem (je-li rozsah populace konečný), nebo společnou vlastností všech prvků (je-li rozsah populace nekonečný i konečný)
- rozsah konečně velké populace obvykle značíme N (u nekonečně velké populace $N \to \infty$)
- např. {T. G. Masaryk, E. Beneš, ..., V. Klaus, M. Zeman}, {všichni dosavadní prezidenti českého státu}, {všichni obyvatelé Evropy}, apod.

7/24

ojeni *vyber*

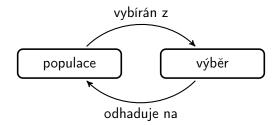
- vyšetřit celou populaci v praxi takřka nemožné
- nekonečně velké populace nelze celkově šetřit už z principu
- výběr := statistický soubor, obsahuje vybrané prvky z populace; je tedy podmnožinou populace
- výběr pořizujeme metodou náhodného, či záměrného výběru
- cílem získat reprezentativní výběr (vystihuje vlastnosti populace), nikoliv selektivní výběr



- takový výběr, z kterého je induktivními metodami možné usuzovat na vlastnosti "mateřské" populace
- pořizujeme záměrným, či náhodným výběrem
 - záměrný výběr opírá se o expertízu, zatížen subjektivitou
 - náhodný výběr náhodné, nezávislé vybírání prvků populace do výběru

9/24

- z populace je vybírán výběr
- z charakteristik výběru jsou odhadovány charakteristiky populace (!)



Bodový odhad statistického znaku

- předpokládáme, že charakteristická hodnota výběru (průměr, četnost) odpovídá populační hodnotě
- populační hodnota se pokládá rovna dané charakteristické hodnotě výběru
- např. "je-li četnost hypertoniků mezi 20 náhodnými pacienty právě 7, je i četnost hypertoniků v populaci $\frac{7}{20}=0.35=35$ %"
- s jakou "mírou jistoty" jsme se "trefili" do skutečné populační četnosti?
 - přirovnává se k lovu oštěpem



- (interval spolehlivosti, konfidenční interval)
- interval, ve kterém leží charakteristická hodnota populace s určitou pravděpodobností (spolehlivostí)
- např. "je-li četnost hypertoniků mezi 20 náhodnými pacienty právě 7, pak průměrná populační četnost hypertoniků leží s pravděpodobností 95 % intervalu (15; 55) %"
- s jakou "mírou jistoty" jsme se "trefili" do skutečné populační četnosti?
 - přirovnává se k lovu sítí



Bodový odhad

Opakování

ullet výběrová statistika T je odhadem charakteristiky Θ základního souboru (populace), tedy

$$T=\hat{\Theta}$$

- vlastnosti bodového odhadu
 - (nezkreslenost) systematicky nenadhodnocuje ani nepodhodnocuje populační charakteristiku, tedy při opakovaných výběrech

$$|\mathbb{E}(T) - \Theta| = 0$$

• (konzistentnost) pro rostoucí velikost výběru n se odhad T blíží populačnímu protějšku, tedy pro libovolné $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \to \infty} P(|T - \Theta| < \varepsilon) = 1$$

• (vydatnost) rozptyl odhadu T je co nejmenší, tedy

$$\lim_{n \to \infty} \operatorname{var}(T) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{E}((T - \mathbb{E}(T))^2) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{E}((T - \Theta)^2) = 0$$



Vybrané bodové odhady

Opakování

 bodovým odhadem střední hodnoty je výběrový průměr výběru $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$, tedy

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \sum_{i=1}^{n} x_i$$

 bodovým odhadem pravděpodobnosti (našeho zájmu) je relativní četnost, tedy

$$\hat{p} = \frac{m}{n},$$

kde m je počet objektů našeho zájmu n je rozsah souboru



- narozdíl od bodového lze určit míru jeho "spolehlivosti"
- $100(1-\alpha)$ % intervalový odhad charakteristiky Θ je

$$P(\Theta_{\text{dolní mez}} < \Theta < \Theta_{\text{horní mez}}) = 1 - \alpha,$$

kde $\Theta_{
m dolni\ mez}$ a $\Theta_{
m horni\ mez}$ jsou náhodné veličiny a lpha se volí obvykle $lpha\equiv0.05$ nebo $lpha\equiv0.01$

existují i jednostranné varianty



- předpokládejme, že výběr $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ je konkrétní realizací vektoru náhodných veličin $(X_1, X_2, \ldots, X_n)^T$ a že $\forall i \in \{1, 2, \dots, n\} \text{ ie } X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- pak pro odhad střední hodnoty výběrového průměru platí

$$\mathbb{E}(\bar{X}) = \mathbb{E}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_i\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}(X_i) = \frac{1}{n}\cdot n\mu = \mu$$

Bodový odhad

a pro odhad rozptylu výběrového průměru platí

$$\operatorname{var}(\bar{X}) = \operatorname{var}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n^{2}}\sum_{i=1}^{n}\operatorname{var}(X_{i}) = \frac{1}{n^{2}}\cdot n\sigma^{2} = \frac{\sigma^{2}}{n}$$

 zřejmě tedy variabilita výběrového průměru klesá s rostoucím rozsahem výběru n



pro výběrový průměr tedy platí

$$\mathbb{E}(\bar{X}) = \mu$$

$$\operatorname{var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

 \bullet ať je $U\equiv rac{ar{X}-\mu}{\sqrt{rac{\sigma^2}{n}}}$, pak pro x_p -tý kvantil normálního rozdělení je

$$P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \le u_p\right) = p$$

• je dále i

$$P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \le u_{1-p}\right) = 1 - p$$



Interval spolehlivosti

dále je i

Opakování

$$P\left(u_{p/2} \le \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \le u_{1-p/2}\right) = 1 - (p/2 + p/2) = 1 - p$$

a nakonec

$$P\left(-\bar{X} + u_{p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \le -\mu \le -\bar{X} + u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = 1 - p$$

$$P\left(\bar{X} - u_{p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \ge \mu \ge \bar{X} - u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = 1 - p$$

$$P\left(\bar{X} - u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \le \mu \le \bar{X} - u_{p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = 1 - p$$

 pro odhad populační střední hodnoty tak dostáváme finální tvar intervalu spolehlivosti

$$P\left(\bar{X} - u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \le \mu \le \bar{X} + u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = 1 - p$$

• pokud bychom tedy z rozdělení se střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 pořídili mnohokrát opakovaně výběr tak, že v prvním výběru bychom spočítali jeho průměr \bar{x} , leží populační střední hodnota μ v intervalu

$$\left\langle \bar{x} - u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}; \ \bar{x} + u_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \right\rangle$$

s pravděpodobností 1-p



- kvantil standardního normálního rozdělení se někdy nahrazuje kvantilem Studentova t-rozdělení
 - ullet je-li rozsah souboru n < 30 nebo
 - ullet není-li známý populační rozptyl σ^2
- pak je

$$P\left(\bar{X} - t_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n}} \le \mu \le \bar{X} + t_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n}}\right) = 1 - p$$

kde neznámý populační rozptyl σ^2 nahrazujeme výběrovým rozptylem s_x^2 , neboť $\hat{\sigma}^2=s_x^2$

• pokud bychom tedy z rozdělení se střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 pořídili mnohokrát opakovaně výběr tak, že v prvním výběru bychom spočítali jeho průměr \bar{x} a směrodatnou odchylku σ^2 , leží populační střední hodnota μ v intervalu

$$\left\langle \bar{x} - t_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n}}; \ \bar{x} + t_{1-p/2} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n}} \right\rangle$$

s pravděpodobností 1-p

Úvod do odhadování Bodový odhad Intervalový odhad Literatura

○○○○○○○

OOOO○○○

Literatura

OOOOO○○

OOOOOO○●

OOOOOO

Příklad

Opakování

 V zásilce 100 kusů součástek byl vždy změřen dlouhý rozměr součástky. Průměrná hodnota dlouhého rozměru součástky byla 156 cm, směrodatná odchylka dlouhého rozměru součástky byla 2 cm. Určeme 95 % interval spolehlivosti pro průměr dlouhého rozměru součástky.



Literatura

Opakování



Bodový odhad



Děkuji za pozornost!

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

https://github.com/LStepanek/4ST201 Statistika

