

# Matematika III – 12. týden

## Frekvenční a Bayesovská statistika, výběry z populací, intervalové odhady

Jan Slovák

Masarykova univerzita  
Fakulta informatiky

1.12. – 5.12. 2014

# Obsah přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz

## Kde je dobré číst?

- Karel Zvára, Josef Štěpán, Pravděpodobnost a matematická pravděpodobnost statistika, Matfyzpress, 2006, 230pp.
- J. Slovák, M. Panák, M. Bulant, Matematika drsně a svižně, Muni Press, Brno 2013, v+773 s., elektronická edice [www.math.muni.cz/Matematika\\_drsne\\_svizne](http://www.math.muni.cz/Matematika_drsne_svizne)
- Marie Budíková, Štěpán Mikoláš, Pavel Osecký, Teorie pravděpodobnosti a matematická statistika (sbírka příkladů), Masarykova univerzita, 3. vydání, 2004, 117 stran, ISBN 80-210-3313-4.
- Marie Budíková, Tomáš Lerch, Štěpán Mikoláš, Základní statistické metody, Masarykova univerzita, 2005, 170 stran, ISBN 80-210-3886-1.
- Riley, K.F., Hobson, M.P., Bence, S.J. Mathematical Methods for Physics and Engineering, second edition, Cambridge University Press, Cambridge 2004, ISBN 0 521 89067 5, xxiii + 1232 pp.

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni**
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz

# matematická statistika

Zkoumáme statistiky u nějakého výběru z daného základního souboru (populace).

Matematická statistika se snaží postihnout, do jaké míry jsou zjištěné výsledky relevantní pro celou populaci, případně se ze zjištěných dat pokouší zjistit nebo upřesnit vhodný teoretický model pro chování celého souboru (a z něj pak třeba odhadovat pravděpodobnost nějakého budoucího jevu).

# matematická statistika

Zkoumáme statistiky u nějakého výběru z daného základního souboru (populace).

Matematická statistika se snaží postihnout, do jaké míry jsou zjištěné výsledky relevantní pro celou populaci, případně se ze zjištěných dat pokouší zjistit nebo upřesnit vhodný teoretický model pro chování celého souboru (a z něj pak třeba odhadovat pravděpodobnost nějakého budoucího jevu).

Dva základní přístupy:

- **frekvenční statistika** (nebo také klasická statistika)
- **bayesovská statistika**.

# frekvenční přístup

- Vychází z matematické abstrakce, že skutečné pravděpodobnosti jsou dány četnostmi výskytů jevů v tak velkých vzorcích dat, že je můžeme dobře aproximovat nekonečnými modely a využít pro odhady spolehlivosti centrální limitní věty.
- Statistik zde na pravděpodobnost pohlíží jako na idealizaci relativní četnosti případů, v nichž se vyskytne určitý výsledek při opakovaných pokusech.



# frekvenční přístup

- Vychází z matematické abstrakce, že skutečné pravděpodobnosti jsou dány četnostmi výskytů jevů v tak velkých vzorcích dat, že je můžeme dobře aproximovat nekonečnými modely a využít pro odhady spolehlivosti centrální limitní věty.
- Statistik zde na pravděpodobnost pohlíží jako na idealizaci relativní četnosti případů, v nichž se vyskytne určitý výsledek při opakovaných pokusech.
- Tato zdánlivá výhoda/rigoróznost se může ale rychle stát nevýhodou, jakmile se začneme zabývat spolehlivostí samotných dat a vhodností zvoleného experimentu.
- Stejně tak je obtížné frekvenční statistiku dobře použít pro odhad pravděpodobnosti výskytu jednorázového děje.

# Bayesovský přístup

Tento přístup můžeme brát jako příklad matematizace „selského rozumu“. Vstupujeme do procesu s jistým původním přesvědčením, které jsme připraveni postupně pozměňovat ve světle nových dat.

- Jako vstupní předpoklad máme nějaké rozdělení pravděpodobnosti pro odhadovaných parametr,
- samotná data považujeme za konstanty, které hrají roli hypotézy v podmíněné pravděpodobnosti
- výsledkem je upřesnění rozdělení pravděpodobnosti zkoumaného parametru.

# Bayesovský přístup

Tento přístup můžeme brát jako příklad matematizace „selského rozumu“. Vstupujeme do procesu s jistým původním přesvědčením, které jsme připraveni postupně pozměňovat ve světle nových dat.

- Jako vstupní předpoklad máme nějaké rozdělení pravděpodobnosti pro odhadovaných parametr,
- samotná data považujeme za konstanty, které hrají roli hypotézy v podmíněné pravděpodobnosti
- výsledkem je upřesnění rozdělení pravděpodobnosti zkoumaného parametru.

Je zajímavé, že historicky byl zjevně první bayesovský přístup (např. Laplace a další již v 18. století), který byl prakticky zcela vystřídán frekvenční statistikou ve 20. století. V posledních desetiletích se však ale bayesovská statistika vrátila, společně s dalšími novými přístupy, do popředí zájmu.

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací**
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz

Máme k dispozici (velký) základní statistický soubor s  $N$  jednotkami, který nazýváme **populace**, a zároveň nějaký číselný znak pro každou z jednotek, tj. soubor hodnot  $(x_1, \dots, x_N)$ . Z něj ovšem máme k dispozici pouze **výběrový soubor** s hodnotami  $(X_1, \dots, X_n)$ .

Máme k dispozici (velký) základní statistický soubor s  $N$  jednotkami, který nazýváme **populace**, a zároveň nějaký číselný znak pro každou z jednotek, tj. soubor hodnot  $(x_1, \dots, x_N)$ . Z něj ovšem máme k dispozici pouze **výběrový soubor** s hodnotami  $(X_1, \dots, X_n)$ .

Abychom se vyhnuli diskusi skutečné velikosti základního statistického souboru s  $N$  jednotkami, budeme předpokládat, že vybíráme položky výběrového souboru jednu po druhé a každou vybranou jednotku poté do populace vrátíme. Zároveň předpokládáme, že každá položka má stejnou pravděpodobnost výběru  $1/N$ . Hovoříme pak o **náhodném výběru**.

Pracujeme tedy s vektorem  $(X_1, \dots, X_n)$  nezávislých náhodných veličin a všechny tyto veličiny mají stejné rozdělení pravděpodobnosti. Zejména tedy budou sdílet distribuční funkci  $F_X(x)$  a momenty

$$E X_i = \mu, \quad \text{var } X_i = \sigma^2.$$

Dalším naším krokem musí být odvození charakteristik výběrového průměru  $\bar{X}$  a **výběrového rozptylu**

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$$

přičemž následující věta dává hned zdůvodnění, proč volíme koeficient  $\frac{1}{n-1}$  místo  $\frac{1}{n}$ .

## Theorem

*Pro výběrový průměr  $\bar{X}$  spočítaný z náhodného výběru rozsahu  $n$  z rozdělení s konečnou střední hodnotou  $\mu$  a konečným rozptylem  $\sigma^2$  platí*

$$E \bar{X} = \mu, \quad \text{var } \bar{X} = \frac{1}{n} \sigma^2.$$

*Pro výběrový rozptyl  $S^2$  platí*

$$E S^2 = \sigma^2.$$



## Theorem

*Pro výběrový průměr  $\bar{X}$  spočítaný z náhodného výběru rozsahu  $n$  z rozdělení s konečnou střední hodnotou  $\mu$  a konečným rozptylem  $\sigma^2$  platí*

$$E \bar{X} = \mu, \quad \text{var } \bar{X} = \frac{1}{n} \sigma^2.$$

*Pro výběrový rozptyl  $S^2$  platí*

$$E S^2 = \sigma^2.$$

Naším úkolem je odhadovat charakteristiky, jako jsou průměr  $\mu$  hodnot znaku  $\bar{x}$  nebo jejich rozptyl  $\sigma^2$  pro celou populaci pomocí obdobných charakteristik pro náš daleko menší výběr, které budeme značit pomocí velkých písmen, např.  $\bar{X}$ ,  $S^2$ .

Zde vstupuje do hry pravděpodobnost – budeme chtít znát pravděpodobnost přiblížení hodnot pro náš výběr těm pro celou populaci.

Zde vstupuje do hry pravděpodobnost – budeme chtít znát pravděpodobnost přiblížení hodnot pro náš výběr těm pro celou populaci.

Říkáme, že  $\bar{X}$  je nestranným odhadem střední hodnoty znaku pro populaci, zatímco výběrový rozptyl je nestranným odhadem rozptylu.

Zde vstupuje do hry pravděpodobnost – budeme chtít znát pravděpodobnost přiblížení hodnot pro náš výběr těm pro celou populaci.

Říkáme, že  $\bar{X}$  je nestranným odhadem střední hodnoty znaku pro populaci, zatímco výběrový rozptyl je nestranným odhadem rozptylu.

V případě, že bychom realizovali výběr z populace bez vracení, bude výběrový průměr stále nestranným odhadem střední hodnoty, výběrový rozptyl ale již ne (vyskočí tam faktor  $(N - 1)/N$ ).

V praktických úlohách je třeba znát nejen číselné charakteristiky výběrového průměru a rozptylu, ale jejich úplné rozdělení pravděpodobnosti. To můžeme samozřejmě odvodit, pouze známe-li konkrétní rozdělení pravděpodobnosti  $X_i$ . Jako užitečnou ilustraci se podíváme na náhodný výběr z normálního rozdělení.

Výběrový průměr bude mít normální rozdělení a protože již známe jeho střední hodnotu a rozptyl, bude  $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{1}{n}\sigma^2)$ .

O něco složitější je to s odvozením rozdělení pravděpodobnosti výběrového rozptylu. Uvažme vektor  $Z$  normovaných normálních veličin

$$Z_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma}.$$

### Theorem

*Je-li  $(X_1, \dots, X_n)$  náhodný výběr z rozdělení  $N(\mu, \sigma^2)$ , pak jsou  $\bar{X}$  a  $S^2$  nezávislé veličiny a platí*

$$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{1}{n}\sigma^2), \quad \frac{n-1}{\sigma^2} S^2 \sim \chi_{n-1}^2.$$

Okamžitým důsledkem je, že normalizovaný výběrový průměr

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S}$$

má studentovo t-rozdělení pravděpodobnosti s  $n - 1$  stupni volnosti.

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti**
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz

Velmi častou úlohou je pro spočtenou hodnotu  $\bar{X}$  výběrového průměru určit interval, ve kterém se skutečná hodnota průměru veličiny pro celou populaci nachází s předem danou (vysokou) pravděpodobností.



Velmi častou úlohou je pro spočtenou hodnotu  $\bar{X}$  výběrového průměru určit interval, ve kterém se skutečná hodnota průměru veličiny pro celou populaci nachází s předem danou (vysokou) pravděpodobností.

Pro náhodnou veličinu  $X$  s normálním rozdělením máme její normovanou veličinu  $Z = \frac{X - EX}{\sqrt{\text{var } X}}$ . Normovaný výběrový průměr  $n$  veličin  $X \sim N(0, 1)$  je  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}}$  a chceme najít takovýto interval pro pravděpodobnost  $1 - \alpha$ ,  $\alpha \in (0, 1)$ .

Velmi častou úlohou je pro spočtenou hodnotu  $\bar{X}$  výběrového průměru určit interval, ve kterém se skutečná hodnota průměru veličiny pro celou populaci nachází s předem danou (vysokou) pravděpodobností.

Pro náhodnou veličinu  $X$  s normálním rozdělením máme její normovanou veličinu  $Z = \frac{X - EX}{\sqrt{\text{var } X}}$ . Normovaný výběrový průměr  $n$  veličin  $X \sim N(0, 1)$  je  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}}$  a chceme najít takovýto interval pro pravděpodobnost  $1 - \alpha$ ,  $\alpha \in (0, 1)$ .

Potřebujeme tedy znát hodnotu  $z(\alpha)$  takovou, že  $P(Z > z(\alpha)) = \alpha$ .

Velmi častou úlohou je pro spočtenou hodnotu  $\bar{X}$  výběrového průměru určit interval, ve kterém se skutečná hodnota průměru veličiny pro celou populaci nachází s předem danou (vysokou) pravděpodobností.

Pro náhodnou veličinu  $X$  s normálním rozdělením máme její normovanou veličinu  $Z = \frac{X - EX}{\sqrt{\text{var } X}}$ . Normovaný výběrový průměr  $n$  veličin  $X \sim N(0, 1)$  je  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}}$  a chceme najít takovýto interval pro pravděpodobnost  $1 - \alpha$ ,  $\alpha \in (0, 1)$ .

Potřebujeme tedy znát hodnotu  $z(\alpha)$  takovou, že  $P(Z > z(\alpha)) = \alpha$ .

Je-li  $F(x)$  spojitá rostoucí distribuční funkce naší veličiny, pak zjevně  $z(\alpha) = F^{-1}(1 - \alpha)$ . Pro normální rozdělení splňuje distribuční funkce  $\Phi$  tento požadavek. Takto definovaným hodnotám  $z(\alpha)$  se říká **kritické hodnoty**.

Protože je hustota pro normální rozdělení symetrická kolem jeho střední hodnoty, dostáváme  $1 - \alpha = P(|Z| < z(\alpha/2))$ .

$$\begin{aligned}1 - \alpha &= P \left( \left| \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \right| < z(\alpha/2) \right) \\ &= P \left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) < \mu < \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) \right)\end{aligned}$$

což je interval s náhodnými konci, který s námi určenou pravděpodobností pokrývá neznámý parametr  $\mu$ . V kontextu takových úloh hovoříme o **intervalu spolehlivosti s koeficientem spolehlivosti  $1 - \alpha$** .

$$\begin{aligned}1 - \alpha &= P \left( \left| \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \right| < z(\alpha/2) \right) \\ &= P \left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) < \mu < \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) \right)\end{aligned}$$

což je interval s náhodnými konci, který s námi určenou pravděpodobností pokrývá neznámý parametr  $\mu$ . V kontextu takových úloh hovoříme o **intervalu spolehlivosti s koeficientem spolehlivosti**  $1 - \alpha$ .

Pro normální rozdělení je velice populární kritická hodnota  $z(0,025) = 1,96$ , která odpovídá naší úloze se zvolenou pravděpodobností 95%.

$$\begin{aligned}
 1 - \alpha &= P \left( \left| \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \right| < z(\alpha/2) \right) \\
 &= P \left( \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) < \mu < \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z(\alpha/2) \right)
 \end{aligned}$$

což je interval s náhodnými konci, který s námi určenou pravděpodobností pokrývá neznámý parametr  $\mu$ . V kontextu takových úloh hovoříme o **intervalu spolehlivosti s koeficientem spolehlivosti**  $1 - \alpha$ .

Pro normální rozdělení je velice populární kritická hodnota  $z(0,025) = 1,96$ , která odpovídá naší úloze se zvolenou pravděpodobností 95%.

Kritické hodnoty jsou dány pomocí tzv. **kvantilové funkce**

$$F^{-1}(u) = \inf\{x \in \mathbb{R}; F(x) \geq u\}, \quad 0 < u < 1.$$

Kvantilová funkce skutečně dává přímo příslušné kvantily, např.  $F^{-1}(0,5)$  je medián, atd.

## Example

Před deseti lety byl uskutečněn rozsáhlý výzkum výšky desetiletých chlapců a zjistilo se, že střední výška byla  $\mu_0 = 136,1\text{cm}$  se směrodatnou odchylkou  $\sigma = 6,4\text{cm}$ . Nyní byly na náhodném výběru 15 desetiletých chlapců zjištěny následující výšky: 130, 140, 136, 141, 139, 133, 149, 151, 139, 136, 138, 142, 127, 139, 147. Je známo, že variabilita výšek v populaci se mění velice pomalu, zatímco výšky se mohou měnit rychle. **Otázka: došlo ke změně střední výšky populace desetiletých chlapců?**

## Example

Před deseti lety byl uskutečněn rozsáhlý výzkum výšky desetiletých chlapců a zjistilo se, že střední výška byla  $\mu_0 = 136,1\text{cm}$  se směrodatnou odchylkou  $\sigma = 6,4\text{cm}$ . Nyní byly na náhodném výběru 15 desetiletých chlapců zjištěny následující výšky: 130, 140, 136, 141, 139, 133, 149, 151, 139, 136, 138, 142, 127, 139, 147. Je známo, že variabilita výšek v populaci se mění velice pomalu, zatímco výšky se mohou měnit rychle. **Otázka: došlo ke změně střední výšky populace desetiletých chlapců?**

Ze zadání předpokládáme, že výběr 15 hodnot je z normálního rozdělení se známým rozptylem  $\sigma^2$  a otázku si upřesníme tak, že hledáme v jakém intervalu je nyní střední hodnota výšky populace se spolehlivostí 95% :



## Example

Před deseti lety byl uskutečněn rozsáhlý výzkum výšky desetiletých chlapců a zjistilo se, že střední výška byla  $\mu_0 = 136,1$ cm se směrodatnou odchylkou  $\sigma = 6,4$ cm. Nyní byly na náhodném výběru 15 desetiletých chlapců zjištěny následující výšky: 130, 140, 136, 141, 139, 133, 149, 151, 139, 136, 138, 142, 127, 139, 147. Je známo, že variabilita výšek v populaci se mění velice pomalu, zatímco výšky se mohou měnit rychle. **Otázka: došlo ke změně střední výšky populace desetiletých chlapců?**

Ze zadání předpokládáme, že výběr 15 hodnot je z normálního rozdělení se známým rozptylem  $\sigma^2$  a otázku si upřesníme tak, že hledáme v jakém intervalu je nyní střední hodnota výšky populace se spolehlivostí 95% :  $\bar{x} = 139,133$  a tedy interval spolehlivosti je  $(139,133 - (6,4/\sqrt{15}), 139,133 + (6,4/\sqrt{15})) = (135,9, 142,4)$ .

## Example

Před deseti lety byl uskutečněn rozsáhlý výzkum výšky desetiletých chlapců a zjistilo se, že střední výška byla  $\mu_0 = 136,1$ cm se směrodatnou odchylkou  $\sigma = 6,4$ cm. Nyní byly na náhodném výběru 15 desetiletých chlapců zjištěny následující výšky: 130, 140, 136, 141, 139, 133, 149, 151, 139, 136, 138, 142, 127, 139, 147. Je známo, že variabilita výšek v populaci se mění velice pomalu, zatímco výšky se mohou měnit rychle. **Otázka: došlo ke změně střední výšky populace desetiletých chlapců?**

Ze zadání předpokládáme, že výběr 15 hodnot je z normálního rozdělení se známým rozptylem  $\sigma^2$  a otázku si upřesníme tak, že hledáme v jakém intervalu je nyní střední hodnota výšky populace se spolehlivostí 95% :  $\bar{x} = 139,133$  a tedy interval spolehlivosti je  $(139,133 - (6,4/\sqrt{15})1,96, 139,133 + (6,4/\sqrt{15})1,96) = (135,9, 142,4)$ .

**Protože tento interval pokrývá i populační průměr před deseti lety, nemůžeme na této hladině spolehlivosti tvrdit, že se populační výška změnila.**

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady**
- 6 Testování hypotéz

Odhadování parametrů může být bodové nebo intervalové. V předchozím příkladu takovými byly výběrový průměr  $\bar{x} = 139,133$  a interval spolehlivosti  $(135,9,142,4)$ .

Obecně postupujeme takto: Pro náhodný výběr rozsahu  $n$   $X_1, \dots, X_n$  z rozdělení, které závisí na (vektorovém) parametru  $\theta$  hledáme funkci náhodných veličin (říkáme též statistiku nebo výběrovou statistiku)  $T(X_1, \dots, X_n)$ , která bude mít v „rozumném smyslu“ blízko ke skutečné hodnotě  $\theta$ .

Odhadování parametrů může být bodové nebo intervalové. V předchozím příkladu takovými byly výběrový průměr  $\bar{x} = 139,133$  a interval spolehlivosti  $(135,9,142,4)$ .

Obecně postupujeme takto: Pro náhodný výběr rozsahu  $n$   $X_1, \dots, X_n$  z rozdělení, které závisí na (vektorovém) parametru  $\theta$  hledáme funkci náhodných veličin (říkáme též statistiku nebo výběrovou statistiku)  $T(X_1, \dots, X_n)$ , která bude mít v „rozumném smyslu“ blízko ke skutečné hodnotě  $\theta$ .

Jakožto funkce náhodných veličin je  $T$  opět náhodnou veličinou (resp. náhodným vektorem). Konstanta (resp. konstantní vektor)

$$b = E T - \theta$$

se nazývá **vychýlení** odhadu  $T$ . **Nestranný** (nevychýlený) je takový odhad, kdy  $b = 0$ .

# Nejlepší odhad

Máme-li k dispozici jistou třídu odhadů  $\mathcal{T}$ , říkáme že  $T$  je **nejlepším odhadem**, má-li mezi všemi nejmenší rozptyl.

# Nejlepší odhad

Máme-li k dispozici jistou třídu odhadů  $\mathcal{T}$ , říkáme že  $T$  je **nejlepším odhadem**, má-li mezi všemi nejmenší rozptyl.  
 $T = T_n$  je **konzistentním odhadem**, je-li pro každé  $\epsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|T_n - \theta| < \epsilon) = 1.$$

## Theorem

*Je-li  $\lim_{n \rightarrow \infty} E T_n = \theta$ ,  $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{var } T_n = 0$ , pak je  $T_n$  konzistentním odhadem  $\theta$ .*

# Plán přednášky

- 1 Literatura
- 2 Frekventisté vs. Bayesiáni
- 3 Výběry z populací
- 4 Intervaly spolehlivosti
- 5 Odhady
- 6 Testování hypotéz**



## Definition

**Hypotézou** rozumíme nějaké tvrzení o rozdělení určeném sdruženou distribuční funkcí  $F_X(x)$  náhodného vektoru  $X = (X_1, \dots, X_n)$ . Rozhodujeme mezi tzv. **nulovou hypotézou**  $H_0$  a **alternativní hypotézou**  $H_A$ , která bývá negací nulové hypotézy. Možnými rozhodnutími jsou **zamítnutí** nebo **nezamítnutí** nulové hypotézy.

## Definition

**Hypotézou** rozumíme nějaké tvrzení o rozdělení určeném sdruženou distribuční funkcí  $F_X(x)$  náhodného vektoru  $X = (X_1, \dots, X_n)$ . Rozhodujeme mezi tzv. **nulovou hypotézou**  $H_0$  a **alternativní hypotézou**  $H_A$ , která bývá negací nulové hypotézy. Možnými rozhodnutími jsou **zamítnutí** nebo **nezamítnutí** nulové hypotézy.

Když nulovou hypotézu zamítneme, přestože ve skutečnosti platí, nastává **chyba prvního druhu**, když ji nezamítneme v situaci, kdy neplatí, hovoříme o **chybě druhého druhu**.

Statistické rozhodování se opírá o předem určený **kritický obor**  $W$ , tj. předem určenou množinu výsledků pokusu, při kterých budeme nulovou hypotézu zamítat.

Statistické rozhodování se opírá o předem určený **kritický obor**  $W$ , tj. předem určenou množinu výsledků pokusu, při kterých budeme nulovou hypotézu zamítat.

Tvar kritického oboru oboru volíme tak, abychom platnou hypotézu zamítli s pravděpodobností nejvýše  $\alpha$ . Tj. zadáváme předem ohraničení velikosti chyby prvního druhu tzv. hladinou testu  $\alpha$ .

Zpravidla volíme  $\alpha = 0,05$  nebo  $\alpha = 0,01$ .

Výpočetní síla dnes umožňuje úkol obrátit a pro daná data se ptát, na jaké **nejmenší** hladině bychom ještě hypotézu zamítli. Hovoříme o **dosažené hladině testu** nebo také  **$p$ -hodnotě** (v angličtině  $P$ -value nebo Sig. level).

Statistické rozhodování se opírá o předem určený **kritický obor**  $W$ , tj. předem určenou množinu výsledků pokusu, při kterých budeme nulovou hypotézu zamítat.

Tvar kritického oboru oboru volíme tak, abychom platnou hypotézu zamítli s pravděpodobností nejvýše  $\alpha$ . Tj. zadáváme předem ohraničení velikosti chyby prvního druhu tzv. hladinou testu  $\alpha$ .

Zpravidla volíme  $\alpha = 0,05$  nebo  $\alpha = 0,01$ .

Výpočetní síla dnes umožňuje úkol obrátit a pro daná data se ptát, na jaké **nejmenší** hladině bychom ještě hypotézu zamítli. Hovoříme o **dosažené hladině testu** nebo také  **$p$ -hodnotě** (v angličtině  $P$ -value nebo Sig. level).

Mezi všemi kritickými obory na dané hladině testu ale pochopitelně přitom chceme vybrat ten, který bude minimalizovat chybu druhého druhu.

Předpokládejme, že náhodný vektor  $X$  má hustotu rozdělení  $f(x, \theta)$  závislou na (vektorovém) parametru. Za nulové hypotézy je to rozdělení s hustotou  $f(x, \theta_0)$ , za alternativní s hustotou  $f(x, \theta_1)$ .

### Theorem (Neymanovo-Pearsonovo lemma)

*Nechť k danému  $\alpha \in (0, 1)$  existuje  $c > 0$  takové, že pro množinu  $W_c = \{x : f(x, \theta_1) \geq cf(x, \theta_0)\}$  platí  $\int_{W_c} f(x, \theta_0) dx = \alpha$ . Pak pro každou měřitelnou množinu  $W$  takovou, že je  $\int_W f(x, \theta_0) dx = \alpha$ , platí*

$$\int_{W_c} f(x, \theta_1) dx \geq \int_W f(x, \theta_1) dx$$

V případě intervalových odhadů můžeme problém přeformulovat jako hypotézy  $H_0$  – „střední hodnota je  $\mu_0$ “ a  $H_A$  – „střední hodnota je  $\mu_1$ “. Kritický obor je pak dán požadavkem

$$|Z| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n} \right| \geq z(\alpha/2)$$

a nezávisí na konkrétní hodnotě  $\mu_1$ .

### Example

Úkol v našem předchozím příkladu o výšce desetiletých chlapců lze formulovat tak, že nulovou hypotézou je nezměněná výška populace, zatímco alternativní je, že se výška změnila (tj. náš kritický obor je symetrický). Hladinu testu pak spočteme na 6,66%, takže je přirozené, že jsme nulovou hypotézu na úrovni 5% nezamítli.

V případě intervalových odhadů můžeme problém přeformulovat jako hypotézy  $H_0$  – „střední hodnota je  $\mu_0$ “ a  $H_A$  – „střední hodnota je  $\mu_1$ “. Kritický obor je pak dán požadavkem

$$|Z| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n} \right| \geq z(\alpha/2)$$

a nezávisí na konkrétní hodnotě  $\mu_1$ .

### Example

Úkol v našem předchozím příkladu o výšce desetiletých chlapců lze formulovat tak, že nulovou hypotézou je nezměněná výška populace, zatímco alternativní je, že se výška změnila (tj. náš kritický obor je symetrický). Hladinu testu pak spočteme na 6,66%, takže je přirozené, že jsme nulovou hypotézu na úrovni 5% nezamítli.

Když interpretujeme zadání tak, že buď se výška nezměnila, nebo vzrostla, bude náš kritický obor nesymetrický a dojdeme k hladině testu 3,33%. Nulovou hypotézu proto na hladině 5% zamítneme.