Statistik och Dataanalys I I Föreläsning 21 - Hypotestest och jämföra grupper

Oskar Gustafsson

Statistiska institutionen Stockholms universitet

Översikt

- Mera hypotestest: fel av typ I och II
- Jämföra två populationer oberoende stickprov
- Jämföra två populationer parade data

Praktisk vs Statistisk signifikans

Teststatistiska

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

- Stora stickprov: även små skillnader $\bar{X} \mu_0$ blir signifikanta.
- Det betyder inte alltid att de är praktiskt betydelsefulla.
- Studie 1:
 - $\bar{x} = 1$, $\mu_0 = 0$, s = 2, n = 10.

$$t_{\rm obs} = \frac{1-0}{\frac{2}{\sqrt{10}}} = 1.58$$

- Studie 2:
 - $\bar{x} = 0.05$, $\mu_0 = 0$, s = 2, n = 10000.

$$t_{\rm obs} = \frac{0.05 - 0}{\frac{2}{\sqrt{10000}}} = 2.5$$

Fel av typ I och II

Fel av typ I:

- $ightharpoonup \alpha = P(\text{f\"orkasta } H_0 \mid H_0 \text{ sann}).$
- Bestäms av kritiska värdet.

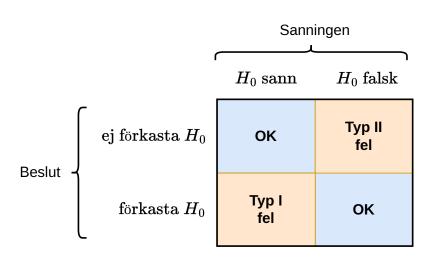
Fel av typ II:

- $\beta = P(\text{inte f\"orkasta } H_0 \mid H_A \text{ sann}).$
- \blacktriangleright Beror på kritiska värdet och värdet på μ under H_A .

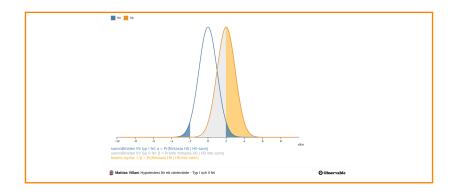
■ Testets styrka

▶ $1 - \beta = P(\text{f\"orkasta } H_0 \mid H_A \text{ sann})$

Fel av typ I och II



Fel av typ I och II - interaktivt



Multipla test

■ Vid hypotestest på signifikansnivån $\alpha = 0.05$:

- \blacktriangleright Vi förkastar H_0 när H_0 är sann (typ I fel) i snitt var 20:e gång.
- Det är alltså inte helt ovanligt.

Om vi gör två oberoende hypotestest där H_0 är sann?

- Sannolikheten att det första inte förkastas (inget typ I fel) blir P("inte fel") = 1 0.05 = 0.95.
- ► Testar vi 2 gånger får vi

```
P("inte fel på första" och "inte fel på andra") = 
P("inte fel på första") \times P("inte fel på andra") = 
(1-0.05)^2 = 0.9025
```

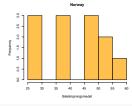
■ Signifikansnivån ändras när vi utför fler test!

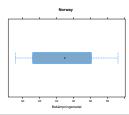
Detta bör man justera för, men inte på den här kursen.

Jämföra grupper - bekämpningsmedel i lax



- Total.pestocide i 153 laxar vid 8 olika platser.
- Grupp 1: Eastern Canada med n = 24 laxar. $N(\mu_1, \sigma_1)$.
 - $\bar{x}_1 = 33.572$
 - $s_1 = 7.671$
- Grupp 2: Norge med n = 12 laxar. $N(\mu_2, \sigma_2)$.
 - $\bar{x}_2 = 41.763$
 - $s_2 = 10.373$
- \blacksquare Är $\mu_1 = \mu_2$?





Jämföra grupper - konfidensintervall för $\mu_1-\mu_2$

- Grupp 1: n_1 observationer från populationen $N(\mu_1, \sigma_1)$.
 - Medelvärde \bar{x}_1 och standardavvikelse s_1 .
- Grupp 2: n_2 observationer från populationen $N(\mu_2, \sigma_2)$.
 - Medelvärde \bar{x}_2 och standardavvikelse s_2 .
- Oberoende observationer inom och mellan grupperna.

$$E(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = E(\bar{X}_1) - E(\bar{X}_2) = \mu_1 - \mu_2$$

$$Var(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = Var(\bar{X}_1) + Var(\bar{X}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

Standardfel

$$SE(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

Konfidensintervall för differensen $\mu_1 - \mu_2$

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{0.025, \mathrm{df}} \cdot SE(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$$

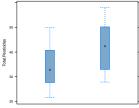
lacksquare Frihetsgraderna $\mathrm{d}\mathrm{f}$ har en komplicerad formel.

Antal frihetsgrader för differensen

$$df = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{1}{n_1 - 1} \left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2 + \frac{1}{n_2 - 1} \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}$$

Jämföra grupper - bekämpningsmedel i lax





- > # Using the t.test function to compute C.I. and do test H0: mu1 = mu2
- > t.test(Total.Pesticides ~ Location, data = salmonTwoPop)

Welch Two Sample t-test

data: Total.Pesticides by Location t = -2.424, df = 17.223, p-value = 0.02663

alternative hypothesis: true difference in means between group Eastern Canada and group Norway is not equal to θ 95 percent confidence interval:

-15.314121 -1.068879 sample estimates:

mean in group Eastern Canada mean in group Norway
33.57167 41.76317

Jämföra grupper - test för $\mu_1=\mu_2$

Hypotestest för skillnaden mellan två gruppers väntevärden:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$
 $H_0: \mu_1 - \mu_2 = d_0$
 $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_A: \mu_1 - \mu_2 \neq d_0$

Recall: Allmän formel teststatistika

Estimat – parameter under H_0 Standardfel estimator under H_0

Teststatistika

$$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - 0}{SE(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - 0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim t_{\text{df}} \text{ under } H_0$$

- Förkastar H_0 om $|t_{obs}| > t_{crit}$.
- \blacksquare p-värde från $t_{
 m df}$.

Jämföra parade grupper

- Parade data. Ex mäter samma *n* personer (eller enheter) vid två tillfällen:
- Mätningar vid tidpunkt 1: $N(\mu_1, \sigma_1)$.
- Mätningar vid tidpunkt 2: $N(\mu_2, \sigma_2)$.
- Beroende stickprov, med lika många observationer.
- Skapa differenser av mätningarna: $d_i = x_{1i} x_{2i}$.
- Differenserna ska vara oberoende mellan mellan dom olika enheterna, men beroende mellan mätningarna hos samma person tillåts.

K.i och hypotestest för parade grupper

Standardfel

$$SE(\bar{d}) = \frac{s_d}{\sqrt{n}}$$

■ 95%-igt konfidensintervall

$$\bar{d} \pm t_{0.025,n-1} \cdot \frac{s_d}{\sqrt{n}}$$

Hypotestest

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

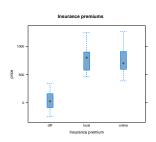
 $H_{\Delta}: \mu_1 \neq \mu_2$

$$T = \frac{\bar{d} - 0}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$$

Local vs online insurance sales

SDMdata Ch 21 online insurance

Person	Local	Online	PriceDiff
1	550	388	162
2	856	593	263
3	460	497	-37
4	1248	910	338
5	580	665	-85
6	1022	1263	-241
7	773	703	70
8	830	789	41
9	900	1001	-101
10	710	699	11
medelvärde	792.900	750.800	42.100
standardfel	235.431	254.956	174.964



> t.test(price ~ place, data = df, paired = TRUE)

Paired t-test

data: price by place t = 0.76091. df = 9. p-value = 0.4662

t = 0.76091, 01 = 9, p-value = 0.4002 alternative hypothesis: true mean difference is not equal to 0 95 percent confidence interval:

-83.06154 167.26154 sample estimates: mean difference

42.1

Credits

Dessa slides skapades för kursen statistik och dataanalys 1 av Mattias Villani HT 2023, och har modifierats av Oscar Oelrich VT 2024, och Oskar Gustafsson för VT 2025.