

Föreläsning 11

Konfidensintervall

Punktskattningar är s.v., alltså "osäkra". Hur osäkra?

→ konfidensintervall

Ex Anta att vi tar n observationer $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$,
där μ är okänd, σ känd.

Da $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma/\sqrt{n})$

Vet att med 95% slh ligger en normalford. s.v.
inom 1.96 std-avvikelser från sitt väntevärde.

$$\Rightarrow P\left(\mu - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} \leq \mu + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \approx 0.95$$

Skriv om så μ hamnar "i mitten".

$$0.95 \approx P\left(\mu - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} \leq \mu + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) =$$

$$= P\left(\left\{\bar{X} \geq \mu - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\} \cap \left\{\bar{X} \leq \mu + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\}\right) =$$

$$= P\left(\left\{\mu \leq \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\} \cap \left\{\mu \geq \bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\}\right)$$

$$= P\left(\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

$\Rightarrow$ med 95% slh/säkerhet ligger verkliga värdet μ ?

intervallet

$$I_\mu = \left[\bar{X} - 1.96 \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1.96 \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \right]$$

95%-igt konfidenstervall för μ (med konfidenstgrad 0.95).

Konfidenstervall för väntevärde, 3 händer

• Har stichprov med oberoende observationer $X_1, \dots, X_n$ från förd. med väntevärde μ & varians σ^2 (känd)

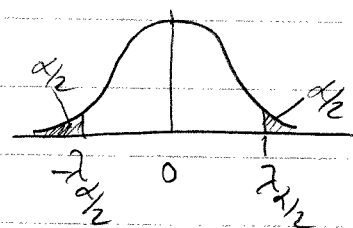
• Punktskattning $\hat{\mu} = \bar{X}$. Konfidenstervall?

$\bar{X} \overset{\text{appr.}}{\sim} N(\mu, \sigma/\sqrt{n})$ (centrala gränsvärdessatsen)

$$\Rightarrow \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$\Rightarrow P\left(-z_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{\alpha/2}\right) \approx \alpha$$

där $z_{\alpha/2}$ är s.d. $P(W \geq z_{\alpha/2}) = \alpha/2$
 $W \sim N(0, 1)$ ($z_{\alpha/2}$ är $\alpha/2$ -kvantilen)



$$\Rightarrow P\left(\bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) \approx \alpha$$

Så 100(1- α)% konfidenstervall ges av

$$I_\mu = \left[\bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \right]$$

Obs: $z_{\alpha/2} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$ är här den s.k. felmarginalen

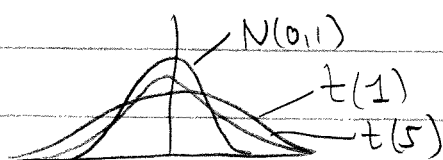
Konfidsensintervall för väntevärde, 2 änd

Om 2 änd måste vi skatta med

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

• då $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \not\sim N(0,1)$ utan $t(n-1)$

• en t -fördelning med $n-1$ frihetsgrader, mer 'utsmetad' än $N(0,1)$.



Varför mer utsmetad?
 $n \rightarrow \infty$?

Då $P(-t(n-1)_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \leq t(n-1)_{\alpha/2}) \approx \alpha$

där $P(W \geq t(n-1)_{\alpha/2}) = \alpha/2$ om $W \sim t(n-1)$

Så nu $100(1-\alpha)\%$ konf. int:

$$I_\mu = \left[\bar{X} - t(n-1)_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t(n-1)_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

• Tolkning av konf. int: "Om vi har 95% konfidsensintervall för 20 olika stickprov, så kommer μ att ligga inuti i medeltal 19 av dem"

• Obs: Om $X_1, \dots, X_n$ är normalfördelade är konfidsensintervallen exakta, annars approx (centr. gränsv. sats)

Ex. Värdena 0.51, 0.61, 0.51, 0.49, 0.42 är från en $N(\mu, \sigma)$.
Hitta 95% konf. int för μ .

$$\bar{x} = 0.5062 \quad s^2 = \frac{1}{4}[(0.51 - \bar{x})^2 + \dots] = 0.0046 \Rightarrow s = 0.0678$$

$$\text{så } I_\mu = \left[\bar{x} - t_{(n-1), \alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{(n-1), \alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

Vad är $t_{(n-1), \alpha/2}$? $\alpha = 0.05$ så $\alpha/2 = 0.025$ & $n = 5$

Tabell sid 393 $\Rightarrow t_{(4), 0.025} = 2.776$

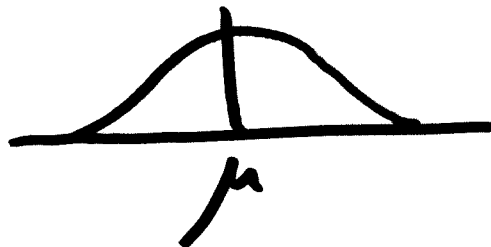
$$\begin{aligned} \Rightarrow I_\mu &= \left[0.5062 - 2.776 \cdot \frac{0.0678}{\sqrt{5}}, 0.5062 + 2.776 \cdot \frac{0.0678}{\sqrt{5}} \right] \\ &= [0.422, 0.590] \end{aligned}$$

Data var från en $N(0.5, 0.1)$ -förd så $\mu \in I_\mu$, vilket i snitt skulle hänt 19 ggr av 20 om vi haft många såna stickeprov.

Konfidensgrad & intervall-längd

Har 100 mätvärden från någon fördelning.
Vill ha konfidenstervall för μ .

Vilken konfidensgrad? $\leftrightarrow$ Vilken längd?



90% konfint

Kortare intervall? minska konfidensgraden:

50% konfint.

MEN: lika sannolikt att $\mu \notin I_\mu$ som att $\mu \in I_\mu$

Längre intervall för högre säkerhet:

$-\infty \dots \dots \infty$ 100% konfint

Slutsats: Gör säker lagom (lagom betyder ofta 90%, 95% eller 99%)

Konfidenstervall för väntevärdeskillnad

5

Antag att vi har två stichprov:

$$\begin{aligned} X_1, \dots, X_{n_X} &\sim N(\mu_X, \sigma) \\ Y_1, \dots, Y_{n_Y} &\sim N(\mu_Y, \sigma) \end{aligned} \quad (\text{samma } \sigma)$$

Skattar väntevärdena som

$$\begin{aligned} \hat{\mu}_X &= \bar{X} \sim N\left(\mu_X, \frac{\sigma^2}{n_X}\right) \\ \hat{\mu}_Y &= \bar{Y} \sim N\left(\mu_Y, \frac{\sigma^2}{n_Y}\right) \end{aligned}$$

Är det skillnad i väntevärde, åt vilket håll?

Betrakta $\hat{\mu}_X - \hat{\mu}_Y = \bar{X} - \bar{Y}$.

$$E[\bar{X} - \bar{Y}] = E[\bar{X}] - E[\bar{Y}] = \mu_X - \mu_Y$$

$$V(\bar{X} - \bar{Y}) = V(\bar{X}) + V(\bar{Y}) = \frac{\sigma^2}{n_X} + \frac{\sigma^2}{n_Y}$$

$$\Rightarrow \bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_X - \mu_Y, \sigma^2 \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}\right)$$

$$\Rightarrow \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}} \sim N(0, 1)$$

Så $100(1-\alpha)\%$ konf. int; σ känd:

$$I_{\mu_X - \mu_Y} = \left[\bar{X} - \bar{Y} - z_{\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}} \right]$$

Om 2 öänd sår skattar vi med pooled variance S_p^2 :

$$S_X^2 = \frac{1}{n_X - 1} \sum (x_i - \bar{x})^2 \quad S_Y^2 = \frac{1}{n_Y - 1} \sum (y_i - \bar{y})^2$$

$$S_p^2 = \frac{(n_X - 1)S_X^2 + (n_Y - 1)S_Y^2}{n_X + n_Y - 2}$$

$$\Rightarrow \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}} \sim t_{(n_X + n_Y - 2)}$$

Så $100(1-\alpha)\%$ konfint ; 2 öänd

$$I_{\mu_X - \mu_Y} = [\bar{X} - \bar{Y} - t_{(n_X + n_Y - 2), \alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}},$$

$$\bar{X} - \bar{Y} + t_{(n_X + n_Y - 2), \alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}]$$