



# To-utval og prediksjonsintervall

Torstein Fjeldstad

Institutt for matematiske fag, NTNU

30.10.2018

# I dag



- Repetisjon
- To-utval
- Parvise observasjonar
- Prediksjonsintervall



# Repetisjon

## Utleiding av konfidensintervall

Situasjon: Anta  $X_1, X_2, \dots, X_n$  tilfeldig utval frå  $f(x; \theta)$ -populasjonen. Ynskjer eit  $(1 - \alpha) \cdot 100\%$  konfidensintervall for  $\theta$ .

1. Finn ein estimator for  $\theta$ ,  $\hat{\theta}$  (t.d. SME)
2. La  $Z = h(\hat{\theta}, \theta)$  der  $h(\cdot, \cdot)$  er ein funksjon s.a.  $Z$  har ei kjend fordeling.
3. Då har me at

$$P(z_{1-\alpha/2} \leq h(\hat{\theta}, \theta) \leq z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

4. Løys ulikskapane (mhp.  $\theta$ ) kvar for seg og finn eit uttrykk med  $\theta$  i midten

$$P(\hat{\theta}_L(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq \theta \leq \hat{\theta}_U(X_1, X_2, \dots, X_n)) = 1 - \alpha$$

5. Et  $(1 - \alpha) \cdot 100\%$  konfidensintervall for  $\theta$  er

$$\left[ \hat{\theta}_L(X_1, X_2, \dots, X_n), \hat{\theta}_U(X_1, X_2, \dots, X_n) \right]$$

# Einsidig konfidensintervall



Situasjon:  $X_1, X_2, \dots, X_n$  tilfeldig utval med  $X_i \sim n(x_i; \mu, \sigma)$  der  $\sigma$  er kjend. Dei einsidige  $(1 - \alpha)100\%$  konfidensgrensene er

$$\text{\u00f8vre grense: } \bar{x} + z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

$$\text{nedre grense: } \bar{x} - z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$



# To-utval

## To-utval

Situasjon ( $X$  og  $Y$  uavhengig):

- $X_1, X_2, \dots, X_n$  uif  $n(x; \mu_x, \sigma_x)$
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$  uif  $n(y; \mu_y, \sigma_y)$

Mål:  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for differanse  $\mu_x - \mu_y$ .



## To-utval

Situasjon ( $X$  og  $Y$  uavhengig):

- $X_1, X_2, \dots, X_n$  uif  $n(x; \mu_x, \sigma_x)$
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$  uif  $n(y; \mu_y, \sigma_y)$

Mål:  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for differanse  $\mu_x - \mu_y$ .

To situasjoner

- $\sigma_x$  og  $\sigma_y$  kjend:

$$\left[ \bar{X} - \bar{Y} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{m}} \right]$$



## To-utval

Situasjon ( $X$  og  $Y$  uavhengig):

- $X_1, X_2, \dots, X_n$  uif  $n(x; \mu_x, \sigma_x)$
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$  uif  $n(y; \mu_y, \sigma_y)$

Mål:  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for differanse  $\mu_x - \mu_y$ .

To situasjoner

- $\sigma_x$  og  $\sigma_y$  kjend:

$$\left[ \bar{X} - \bar{Y} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{m}} \right]$$

- $\sigma_x$  og  $\sigma_y$  ukjend:

$$\left[ \bar{X} - \bar{Y} - t_{\alpha/2, v} \sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{\alpha/2, v} \sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}} \right]$$

## Korreksjon fridomsgrader



$$v = \frac{\left(\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_X^2}{n}\right)^2}{n-1} + \frac{\left(\frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{m-1}}$$



# Parvise observasjonar

## Parvise observasjonar

Situasjon ( $X_{1,i}$  og  $X_{2,i}$  avhengig):

- $X_{1,1}, X_{1,2}, \dots, X_{1,n}$  uif  $n(x_1; \mu_1, \sigma_1)$
- $X_{2,1}, X_{2,2}, \dots, X_{2,n}$  uif  $n(x_2; \mu_2, \sigma_2)$



## Parvise observasjonar

Situasjon ( $X_{1,i}$  og  $X_{2,i}$  avhengig):

- $X_{1,1}, X_{1,2}, \dots, X_{1,n}$  uif  $n(x_1; \mu_1, \sigma_1)$
- $X_{2,1}, X_{2,2}, \dots, X_{2,n}$  uif  $n(x_2; \mu_2, \sigma_2)$

La

$$D_i = X_{1,i} - X_{2,i} \sim n\left(d; \mu_1 - \mu_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\text{Cov}(X_{1,i}, X_{2,i})}\right)$$

## Parvise observasjonar

Situasjon ( $X_{1,i}$  og  $X_{2,i}$  avhengig):

- $X_{1,1}, X_{1,2}, \dots, X_{1,n}$  uif  $n(x_1; \mu_1, \sigma_1)$
- $X_{2,1}, X_{2,2}, \dots, X_{2,n}$  uif  $n(x_2; \mu_2, \sigma_2)$

La

$$D_i = X_{1,i} - X_{2,i} \sim n\left(d; \mu_1 - \mu_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\text{Cov}(X_{1,i}, X_{2,i})}\right)$$

Mål:  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for differanse  $\mu_D = \mu_1 - \mu_2$ .  
Estimator for  $\mu_1 - \mu_2 = \bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i$ .

## Parvise observasjonar

Situasjon ( $X_{1,i}$  og  $X_{2,i}$  avhengig):

- $X_{1,1}, X_{1,2}, \dots, X_{1,n}$  uif  $n(x_1; \mu_1, \sigma_1)$
- $X_{2,1}, X_{2,2}, \dots, X_{2,n}$  uif  $n(x_2; \mu_2, \sigma_2)$

La

$$D_i = X_{1,i} - X_{2,i} \sim n\left(d; \mu_1 - \mu_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\text{Cov}(X_{1,i}, X_{2,i})}\right)$$

Mål:  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for differanse  $\mu_D = \mu_1 - \mu_2$ .

Estimator for  $\mu_1 - \mu_2 = \bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i$ .

Eit  $(1 - \alpha)100$  % konfidensintervall for  $\mu_1 - \mu_2$ :

$$\left[ \bar{D} - t_{\alpha/2, n-1} \sqrt{\frac{S_D^2}{n}}, \bar{D} + t_{\alpha/2, n-1} \sqrt{\frac{S_D^2}{n}} \right]$$



# Prediksjonsintervall



## Prediksjonsintervall

Situasjon:  $X_1, X_2, \dots, X_n$  tilfeldig utval med  $X_i \sim n(x_i; \mu, \sigma)$  der  $\sigma$  er kjend og  $\mu$  ukjend. La  $X_0 \sim n(x_0; \mu, \sigma)$  vere ei framtidig måling, uavhengig av  $X_1, X_2, \dots, X_n$ .

- Ynskjer eit  $(1 - \alpha)100\%$  prediksjonsintervall for  $X_0$
- Estimator for  $\mu$ ,  $\hat{\mu} = \bar{X}$
- Start med

$$\bar{X} - X_0 \sim n\left(z; 0, \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \sigma^2}\right)$$

- Observator

$$Z = \frac{\bar{X} - X_0}{\sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + 1\right)}} \sim n(z; 0, 1)$$

- $(1 - \alpha)100\%$  prediksjonsintervall for  $X_0$

$$\left[ \bar{X} - z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + 1\right)}, \bar{X} + z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + 1\right)} \right]$$

# Skilnad konfidensintervall og prediksjonsintervall



Konfidensintervall:

$$P\left(\bar{X} - z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Prediksjonsintervall:

$$P\left(\bar{X} - z_{\alpha/2}\sqrt{\sigma^2\left(\frac{1}{n}+1\right)} \leq X_0 \leq \bar{X} + z_{\alpha/2}\sqrt{\sigma^2\left(\frac{1}{n}+1\right)}\right) = 1 - \alpha$$

# Torsdag



— Hypotesetesting