

$\chi^2$  fordelingen

Anta at  $X_1 \sim \chi^2_{\nu_1}$  og  $X_2 \sim \chi^2_{\nu_2}$  er uavhengige

da er  $X_1 + X_2 \sim \chi^2_{\nu_1 + \nu_2}$ .

Bvis:

$$\begin{aligned} M_{X_1+X_2}(t) &= E(e^{t(X_1+X_2)}) = E(e^{tX_1+tX_2}) \\ &= E(e^{tX_1} \cdot e^{tX_2}) \end{aligned}$$

$$\stackrel{\text{uavh.}}{=} \underbrace{E(e^{tX_1})}_{M_{X_1}(t)} \cdot \underbrace{E(e^{tX_2})}_{M_{X_2}(t)}$$

$$\begin{aligned} &= M_{X_1}(t) \cdot M_{X_2}(t) \\ &= (1-2t)^{-\nu_1/2} \cdot (1-2t)^{-\nu_2/2} \\ &= (1-2t)^{-\nu_1/2 - \nu_2/2} \\ &= (1-2t)^{-(\nu_1 + \nu_2)/2} \end{aligned}$$

Det er momentgenerende funksjon for variabel som er

$\chi^2_{\nu_1 + \nu_2}$ -fordelt, og det følger at  $X_1 + X_2 \sim \chi^2_{\nu_1 + \nu_2}$ .

La  $Z \sim N(0,1)$  og  $X = Z^2$ . Da er  $X \sim \chi^2_1$ .

Beris :

$$F(x) = P(X \leq x) = P(Z^2 \leq x) = P(-\sqrt{x} \leq Z \leq \sqrt{x})$$

$$= 2 \cdot P(0 \leq Z \leq \sqrt{x})$$

$$= 2(P(Z \leq \sqrt{x}) - P(Z \leq 0))$$

$$= 2(\Phi(\sqrt{x}) - \Phi(0)),$$

der  $\Phi(\cdot)$  er den kumulative fordelingsfunksjonen

til standard normalfordeling. Da er tilhøvet til  $X$  gitt ved:

$$f(x) = F'(x) = \frac{d}{dx} (2(\Phi(\sqrt{x}) - \Phi(0)))$$

$$= 2 \phi(\sqrt{x}) \cdot \frac{d}{dx} \sqrt{x}, \quad \text{der } \phi(\cdot) \text{ er} \\ = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\sqrt{x})^2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{x}} \quad \text{tilhøvet til} \\ \text{standard normalfordeling}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot x^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x}{2}}$$

$$= \frac{1}{2^{1/2} \cdot \Gamma(1/2)} \cdot x^{\frac{1}{2}-1} \cdot e^{-\frac{x}{2}},$$

Da er tilhøvet til  $\chi^2_1$ -fordelingen. Altså  
er  $X \sim \chi^2_1$ .

Anta at  $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$

Da er  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  forventningsrett  
for  $\sigma^2$  (ist for), og  $S^2$  og  $\bar{X}$  er uavhengige.

Bevis:  $S^2$  er en funksjon av  $X_i - \bar{X}$ ,  $i=1, \dots, n$   
så det holder å vise at  $\bar{X}$  og  $X_i - \bar{X}$   
er uavhengige for en hvilken som helst  $i$ .

Da  $X_1, \dots, X_n$  er normalfordelt og  $\bar{X}$  og  $X_i - \bar{X}$  er  
linearkombinasjoner av  $X_1, \dots, X_n$ , så  $\bar{X}$  og  $X_i - \bar{X}$   
også være normalfordelt. Da holder det å vise  
at kovariansen mellom  $\bar{X}$  og  $X_i - \bar{X}$  er 0  
for å vise at de er uavhengige:

$$\text{Cov}(\bar{X}, X_i - \bar{X}) = \text{Cov}(\bar{X}, X_i) - \text{Cov}(\bar{X}, \bar{X})$$

$$= \text{Cov}\left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j, X_i\right) - V(\bar{X})$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \underbrace{\text{Cov}(X_j, X_i)}_{= \begin{cases} V(X_i), & j=i \\ 0, & j \neq i \end{cases}} - \frac{\sigma^2}{n}$$

$$= \frac{1}{n} \underbrace{V(X_i)}_{\sigma^2} - \frac{\sigma^2}{n}$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} - \frac{\sigma^2}{n} = 0$$

videre er  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ .

La  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$  vi har:

$$\begin{aligned} \frac{n \hat{\sigma}^2}{\sigma^2} &= \frac{1}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \sum_{i=1}^n \underbrace{\left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2}_{Z_i^2} \\ &= \sum_{i=1}^n Z_i^2, \text{ der } Z_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(0, 1) \\ &\sim \chi_n^2 \end{aligned}$$

Her  $X_3 = X_1 + X_2$ ,  $X_1 \sim \chi_{\nu_1}^2$  og  $X_3 \sim \chi_{\nu_3}^2$ ,

med  $\nu_3 > \nu_1$  og  $X_1$  og  $X_2$  er uavhengige, så

er  $X_2 \sim \chi_{\nu_3 - \nu_1}^2$ .

Beris:

$$\begin{aligned} \Gamma_{X_3}(t) &= (1-2t)^{-\nu_3/2} = \Gamma_{X_1+X_2}(t) \stackrel{\text{uafh.}}{=} \Gamma_{X_1}(t) \cdot \Gamma_{X_2}(t) \\ &= (1-2t)^{-\nu_1/2} \cdot \Gamma_{X_2}(t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \rightarrow \Gamma_{X_2}(t) &= \frac{(1-2t)^{\nu_3/2}}{(1-2t)^{\nu_1/2}} = (1-2t)^{-\nu_3/2 + \nu_1/2} \\ &= (1-2t)^{-(\nu_3 - \nu_1)/2} \end{aligned}$$

↓ her:

$$\begin{aligned}
\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 &= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X} + \bar{X} - \mu)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + 2(\bar{X} - \mu) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \\
&\quad + \sum_{i=1}^n (\bar{X} - \mu)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + 2(\bar{X} - \mu) \left( \sum_{i=1}^n X_i - n\bar{X} \right) \\
&\quad + n(\bar{X} - \mu)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + 2(\bar{X} - \mu) \left( \underbrace{\sum_{i=1}^n X_i - n\bar{X}}_{=0} \right) \\
&\quad + n(\bar{X} - \mu)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + n(\bar{X} - \mu)^2
\end{aligned}$$

Vi får:

$$\begin{aligned}
\underbrace{\frac{n}{\sigma^2}}_{\chi_n^2} &= \sum_{i=1}^n \left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \\
&= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + \frac{1}{\sigma^2} \cdot n(\bar{X} - \mu)^2 \\
&= \frac{n-1}{\sigma^2} \cdot \underbrace{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}_{S^2} + n \left( \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 \\
&= \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} + \underbrace{\left( \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right)^2}_{\sim N(0,1)} \\
&\quad \sim \chi_{n-1}^2
\end{aligned}$$

Da  $\bar{X}$  og  $S^2$  er uavhengige, må da

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2.$$