

Løsningsforslag (ST1201/ST6201 høst 2015)

1.

Fra "Tabeller og formler ..." er sannsynlighetstettheten (ST) til en χ^2 -fordelt stokastisk variabel X med $2n$ frihetsgrader ($n=1,2,\dots$) gitt som

$$f_X(x) = c_n x^{n-1} e^{-x/2}$$

for $x \geq 0$ og 0 ellers, hvor $c_n = 1/(2^n(n-1)!)$. Siden $f_X(x)$ er en ST, må det gjelde at

$$c_n \int_0^\infty x^{n-1} e^{-x/2} dx = 1, \quad n = 1, 2, \dots$$

Dermed er

$$\begin{aligned} E(X^{-1}) &= c_n \int_0^\infty x^{-1} x^{n-1} e^{-x/2} dx = c_n \int_0^\infty x^{(n-1)-1} e^{-x/2} dx = \\ &= \frac{c_n}{c_{n-1}} c_{n-1} \int_0^\infty x^{(n-1)-1} e^{-x/2} dx = \frac{c_n}{c_{n-1}} = \frac{1}{2(n-1)}, \quad n = 2, 3, \dots \end{aligned}$$

Tilsvarende,

$$\begin{aligned} E(X^{-2}) &= c_n \int_0^\infty x^{-2} x^{n-1} e^{-x/2} dx = c_n \int_0^\infty x^{(n-2)-1} e^{-x/2} dx = \\ &= \frac{c_n}{c_{n-2}} c_{n-2} \int_0^\infty x^{(n-2)-1} e^{-x/2} dx = \frac{c_n}{c_{n-2}} = \frac{1}{4(n-1)(n-2)}, \quad n = 3, 4, \dots \end{aligned}$$

2.

a) Testes

$$H_0 : \mu = 30 = \mu_0$$

$$H_1 : \mu > 30$$

Testobservator

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{Y} - \mu_0}{S} \sim t_{n-1}$$

(under H_0). I vårt tilfelle

$$\begin{aligned} t &= \sqrt{10} \frac{32.16 - 30}{\sqrt{233.324/9}} = 1.34 \\ t_{0.05,9} &= 1.833 \end{aligned}$$

H_0 forkastes ikke.

b) $(1 - \alpha)$ -konfidensintervall er

$$\left[\bar{Y} - t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{Y} + t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}} \right].$$

I vårt tilfelle er det [28.5, 35.8].

c)

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} = -1.05 \\ \hat{\beta}_0 &= \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} = 99.66 \end{aligned}$$

Testes

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 < 0$$

Testobservator

$$T = \sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2} \frac{\hat{\beta}_1}{S}$$

der

$$S^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2.$$

Under H_0 , $T \sim t_{n-2}$. I vrt tilfelle $T = -2.71$. Kritisk verdi $-t_{0.05,8} = -1.86$. H_0 forkastes.

3.

a) $\bar{X} - \bar{Y}$ er en lineærkombinasjon av X -ene og Y -ene som er uavhengige og normalfordelt. Dermed blir også $\bar{X} - \bar{Y}$ normalfordelt.

$$E(\bar{X} - \bar{Y}) = E(\bar{X}) - E(\bar{Y}) = \mu_x - \mu_y$$

$$\text{Var}(\bar{X} - \bar{Y}) = \text{Var}(\bar{X}) + \text{Var}(\bar{Y}) = \frac{\sigma^2}{n} + \frac{k\sigma^2}{m} = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{k}{m} \right)$$

b)

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_x - \mu_y, \sigma^2(1/n + k/m))$$

derfor

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sigma \sqrt{1/n + k/m}} \sim N(0, 1)$$

og

$$P \left(-z_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sigma \sqrt{1/n + k/m}} \leq z_{\alpha/2} \right) = 1 - \alpha.$$

Intervallet blir

$$\left[\bar{X} - \bar{Y} - z_{\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}} \right].$$

c)

$$\begin{aligned} E(S_p^2) &= \frac{\sigma^2}{n+m-2} E \left(\frac{(n-1)S_x^2}{\sigma^2} \right) + \frac{\sigma^2}{n+m-2} E \left(\frac{(m-1)S_y^2}{k\sigma^2} \right) = \\ &= \frac{\sigma^2}{n+m-2} (n-1) + \frac{\sigma^2}{n+m-2} (m-1) = \sigma^2. \end{aligned}$$

$(n+m-2)S_p^2/\sigma^2$ er en sum av to uavhengige χ^2 -fordelte variabler:

$$\frac{(n+m-2)S_p^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)S_x^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_y^2}{k\sigma^2}$$

derfor er den også χ^2 -fordelt.

T kan skrives på formen

$$T = \frac{Z}{\sqrt{V/(n+m-2)}}$$

der

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sigma\sqrt{1/n + k/m}} \sim N(0, 1)$$

og

$$V = \frac{(n + m - 2)S_p^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n+m-2}^2.$$

Siden Z er kun en funksjon av \bar{X} og \bar{Y} , mens S_p^2 kun er en funksjon av S_x^2 og S_y^2 , er Z og V uavhengige. Per definisjon av t -fordeling blir dermed T t -fordelt med $n + m - 2$ frihetsgrader.

d) Vi har at

$$P(-t_{\alpha/2, n+m-2} \leq T \leq t_{\alpha/2, n+m-2}) = 1 - \alpha$$

eller

$$P\left(\bar{X} - \bar{Y} - t_{\alpha/2, n+m-2}S_p\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}} \leq \mu_x - \mu_y \leq \bar{X} - \bar{Y} + t_{\alpha/2, n+m-2}S_p\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}}\right) = 1 - \alpha$$

og intervallet er

$$\left[\bar{X} - \bar{Y} - t_{\alpha/2, n+m-2}S_p\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{\alpha/2, n+m-2}S_p\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}}\right].$$

Lengden av intervallet blir

$$\begin{aligned} L &= 2t_{\alpha/2, n+m-2}S_p\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k}{m}} = \\ &= 2t_{\alpha/2, n+m-2}\sqrt{\frac{(n+m-2)S_p^2}{\sigma^2}}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+m-2}\left(\frac{1}{n} + \frac{k}{m}\right)}. \end{aligned}$$

Vi får dermed at

$$E(L) = 2t_{\alpha/2, n+m-2}E\left(\sqrt{\frac{(n+m-2)S_p^2}{\sigma^2}}\right)\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+m-2}\left(\frac{1}{n} + \frac{k}{m}\right)}.$$

Siden $(n + m - 2)S_p^2/\sigma^2 \sim \chi_{n+m-2}^2$ må $E((n + m - 2)S_p^2/\sigma^2)$ kun være en funksjon av summen $n + m$ og ikke n og m hver for seg. For å minimere lengden gitt at $n + m = N$ er fiksert må vi dermed minimere

$$g(t) = \frac{1}{t} + \frac{k}{N - t}$$

med hensyn på t . Deriverer og setter lik null. Finner $t = \frac{N}{1 + \sqrt{k}}$. Hvis dette er et heltall, er svar

$$n = \frac{N}{1 + \sqrt{k}}, \quad m = N - \frac{N}{1 + \sqrt{k}}.$$

Hvis t ikke er et heltall må man forsøke frem med avrunding nedover og oppover for å bestemme hvilke av disse to som gir det korteste intervallet.

4. We consider the null hypothesis $H_0 : \mu_a - \mu_m = 5$ and the alternative hypothesis $H_1 : \mu_a - \mu_m < 5$.

The observations come naturally in pairs, and there is reason to believe that the March and the April temperatures of a year are dependent. Therefore we choose a paired test,

which is performed as a single sample test using the differences $d_i = y_i - x_i$. Under the null hypothesis, the test statistic

$$T = \sqrt{12} \frac{\bar{D} - 5}{S_D}$$

has the t distribution with 11 degrees of freedom. A small value of T is indicative of H_1 , and the critical value is $-t_{0.05} = -1.769$.

With our data, $\bar{d} = \bar{y} - \bar{x} = 4.86$, $S_D^2 = 7.39$. So, $t = -0.18$, which is not in the critical region, and we do not reject H_0 . At the 0.05 significance level there is not evidence to state that $H_1 : \mu_a - \mu_m < 5$.

5.

$$\text{Cov}(2X + Y, X - Y) = 2\text{Var}(X) - \text{Cov}(X, Y) - \text{Var}(Y) = 0$$