



Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Institutt for matematiske fag

TMA4245 Statistikk
Vår 2016

Anbefalte oppgaver 10, blokk II
Løsningskisse

Oppgave 1

- a) Estimatoren for avstanden a er gjennomsnittet av uavhengige identisk fordelte målinger, $n(x; a, \sigma_G)$.

$$\begin{aligned} E(\hat{a}) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a = a. \\ \text{Var}(\hat{a}) &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma_G^2 = \frac{\sigma_G^2}{n}. \end{aligned}$$

Estimatoren er en lineærkombinasjon av Gaussiske (Normalfordelte) tilfeldige variable, og er derfor Gaussisk; $n(\hat{a}; a, \frac{\sigma_G}{\sqrt{n}})$.

- b) Siden standardavviket σ_G er ukjent, er $T = \frac{\hat{a}-a}{S_G/\sqrt{n}}$ t-fordelt med $n - 1$ frihetsgrader. Dermed er

$$\begin{aligned} \Pr(-t_{n-1,0.025} < T < t_{n-1,0.025}) &= 0.95 \\ \Pr(-t_{n-1,0.025} < \frac{\hat{a} - a}{S_G/\sqrt{n}} < t_{n-1,0.025}) &= 0.95 \\ \Pr(\hat{a} - t_{n-1,0.025} \frac{S_G}{\sqrt{n}} < a < \hat{a} + t_{n-1,0.025} \frac{S_G}{\sqrt{n}}) &= 0.95. \end{aligned}$$

Da er et 95% konfidensintervall for a gitt ved $[\hat{a} - t_{n-1,0.025} \frac{S_G}{\sqrt{n}}, \hat{a} + t_{n-1,0.025} \frac{S_G}{\sqrt{n}}]$.

Oppgave 2 Det er oppgitt i oppgaveteksten at estimatoren er forventningsrett, så vi vet allerede at $E(\hat{\mu}) = \mu$. Variansen til $\hat{\mu}$ er

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\mu}) &= \left(\frac{\tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2} \right)^2 \text{Var}(X) + \left(\frac{\sigma_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2} \right)^2 \text{Var}(Y) \\ &= \frac{\tau_0^4 \sigma_0^2 + \sigma_0^4 \tau_0^2}{(\tau_0^2 + \sigma_0^2)^2} = \frac{(\tau_0^2 + \sigma_0^2) \tau_0^2 \sigma_0^2}{(\tau_0^2 + \sigma_0^2)^2} \\ &= \frac{\tau_0^2 \sigma_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}, \end{aligned}$$

og fordi $\hat{\mu}$ er en lineærkombinasjon av normalfordelte variable, er den normalfordelt. Altså har vi

$$Z = \frac{\hat{\mu} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_0^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}}} \sim N(0, 1),$$

slik at vi får et $(1 - \alpha) \cdot 100\%$ konfidensintervall fra

$$P(-z_{\alpha/2} \leq Z \leq z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\hat{\mu} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_0^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}} \leq \mu \leq \hat{\mu} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_0^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}}\right) = 1 - \alpha.$$

Intervallet er altså

$$\left[\hat{\mu} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_0^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}}, \hat{\mu} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_0^2 \tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2}} \right].$$

Oppgave 3

- a) For å finne sannsynlighetstettheten til Z kan vi bruke transformasjonsformelen fra teorem 7.3 i læreboka (Walpole, Myers, Myers og Ye). La $Z = 2\lambda T = u(T)$, som er en strengt monoton og deriverbar funksjon for alle T . Vi har $T = Z/(2\lambda) = w(Z)$ og $w'(Z) = 1/(2\lambda)$. Dette gir

$$g_Z(z) = f(w(z))|w'(z)| = \lambda e^{-\lambda(z/(2\lambda))} (1/(2\lambda)) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-z/2} & , z > 0 \\ 0 & , \text{ellers} \end{cases}$$

- b) Vi har $2\lambda T \sim \chi_2^2$. Dersom levetiden til komponentene T_i er uavhengig, kan vi bruke følgende resultat

$$\sum_{i=1}^n 2\lambda T_i \sim \chi_{\sum_{i=1}^n 2}^2 = 2\lambda \sum_{i=1}^n T_i \sim \chi_{2n}^2$$

Vi finner et $1 - \alpha$ konfidensintervall fra

$$P\left(\chi_{1-\alpha/2, 2n}^2 < 2\lambda \sum_{i=1}^n t_i < \chi_{\alpha/2, 2n}^2\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{\chi_{1-\alpha/2, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n t_i} < \lambda < \frac{\chi_{\alpha/2, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n t_i}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{\chi_{0.95/2, 20}^2}{2 \cdot 6430.2} < \lambda < \frac{\chi_{0.05/2, 20}^2}{2 \cdot 2430.2}\right) = 0.90$$

$$P\left(\frac{10.851}{12860.4} < \lambda < \frac{31.410}{12860.4}\right) = 0.90$$

$$P(8.438 \cdot 10^{-4} < \lambda < 24.424 \cdot 10^{-4}) = 0.90$$

Så et 90% konfidensintervall for λ er $(8.438 \cdot 10^{-4}, 24.424 \cdot 10^{-4})$.

Oppgave 4

a) Kumulativ fordeling:

Bruk substitusjonen $u = s^2$ med $du = 2s ds$:

$$\begin{aligned} P(X \leq x) &= \int_0^x f(s) ds = \int_0^x \frac{2s}{\theta} e^{-\frac{s^2}{\theta}} ds \\ &= \int_0^{x^2} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{u}{\theta}} du = \left[-e^{-\frac{u}{\theta}} \right]_0^{x^2} \\ &= \underline{\underline{1 - e^{-\frac{x^2}{\theta}}}} \end{aligned}$$

Betinget fordeling:

Vi har at $P(X > x) = 1 - P(X \leq x) = e^{-\frac{x^2}{\theta}}$.

$$\begin{aligned} P(X > 15 | X > 10) &= \frac{P(X > 15 \cap X > 10)}{P(X > 10)} = \frac{P(X > 15)}{P(X > 10)} \\ &= \frac{e^{-\frac{15^2}{\theta}}}{e^{-\frac{10^2}{\theta}}} \\ &= \frac{0.000123}{0.0183} \approx \underline{\underline{0.0067}}. \end{aligned}$$

b) Rimelighetsfunksjonen er gitt ved:

$$\begin{aligned} L(\theta; x_1, \dots, x_n) &= f(x_1, \dots, x_n; \theta) \\ &= f(x_1; \theta) \cdots f(x_n; \theta) \\ &= \frac{2x_1}{\theta} e^{-\frac{x_1^2}{\theta}} \cdots \frac{2x_n}{\theta} e^{-\frac{x_n^2}{\theta}} \\ &= \left(\frac{2}{\theta}\right)^n \cdot (x_1 \cdots x_n) \cdot e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2}. \end{aligned}$$

Tar logaritmen:

$$\begin{aligned} l(\theta; x_1, \dots, x_n) &= \ln[L(\theta)] \\ &= n \ln\left(\frac{2}{\theta}\right) + \ln(x_1 \cdots x_n) - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2 \\ &= n \ln(2) - n \ln(\theta) + \ln(x_1 \cdots x_n) - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2. \end{aligned}$$

Finn maksimumspunkt ved å derivere ln-rimelighetsfunksjonen og sette lik 0.

$$\begin{aligned} \frac{\partial l}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} &= 0 - n \frac{1}{\theta} + 0 + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \\ \hat{\theta} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2. \end{aligned}$$

SME for θ blir da $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$.

Viser at $\hat{\theta}$ er forventningsrett:

$$E[\hat{\theta}] = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i^2] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta = \underline{\underline{\theta}}.$$

For å regne ut variansen til $\hat{\theta}$ trenger vi først variansen til X^2 . La $Y = X^2$. Bruker at $\text{Var}[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2$. Dermed er

$$\begin{aligned} \text{Var}[X^2] &= \text{Var}[Y] \\ &= E[Y^2] - E[Y]^2 \\ &= E[X^4] - E[X^2]^2 \\ &= 2\theta^2 - \theta^2 \\ &= \underline{\underline{\theta^2}}. \end{aligned}$$

Da får vi:

$$\text{Var}[\hat{\theta}] = \text{Var}\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i^2] = \frac{\theta^2}{n}.$$

- c) Sentralgrenseteoremet sier at hvis Y_1, \dots, Y_n er uavhengige og identisk fordelte, så er gjennomsnittet tilnærmet normalfordelt. Mer presist er

$$Z = \frac{\bar{Y} - E[\bar{Y}]}{\sqrt{\text{Var}[\bar{Y}]}}$$

tilnærmet standard normalfordelt når n er stor (30). I vårt tilfelle er $Y_i = X_i^2$ uavhengige og $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = \hat{\theta}$. Videre er som funnet i forrige punkt (3b), $E(\bar{Y}) = \theta$ og $\text{Var}(\bar{Y}) = \frac{\theta^2}{n}$. Dermed blir

$$Z = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \theta}{\sqrt{\frac{\theta^2}{n}}}$$

tilnærmet normalfordelt når n er stor.

Vi finner så et 95% konfidensintervall med $\alpha = 0.05$. Sett $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$. Bruker at

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &\approx \Pr\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq Z \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) \\ &= \Pr\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{Y} - \theta}{\sqrt{\frac{\theta^2}{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) \\ &= \Pr\left(-\frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}} \leq \frac{1}{\theta}\bar{Y} - 1 \leq \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}\right) \\ &= \Pr\left(1 - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}} \leq \frac{1}{\theta}\bar{Y} \leq 1 + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}\right) \\ &= \Pr\left(\frac{1}{1 + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}} \leq \frac{\theta}{\bar{Y}} \leq \frac{1}{1 - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}}\right) \\ &= \Pr\left(\frac{\bar{Y}}{1 + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{Y}}{1 - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}}\right) \end{aligned}$$

Et tilnærmet 95% konfidensintervall for θ blir da

$$\left[\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{1 + \frac{z_{0.025}}{\sqrt{n}}}, \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{1 - \frac{z_{0.025}}{\sqrt{n}}} \right]$$

Siden $p = e^{-\frac{100}{\theta}}$ er en monotont stigende funksjon av θ , har vi at

$$\begin{aligned} \Pr\left(\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{1 + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{1 - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}}\right) &\approx 1 - \alpha \\ &\Downarrow \\ \Pr\left(e^{-\frac{100}{\theta_L}} \leq e^{-\frac{100}{\theta}} \leq e^{-\frac{100}{\theta_U}}\right) &\approx 1 - \alpha \end{aligned}$$

Et tilnærmet 95% konfidensintervall for $e^{-\frac{100}{\theta}}$ blir da $\left[e^{-\frac{100}{\theta_L}}, e^{-\frac{100}{\theta_U}} \right]$

Oppgave 5

- a) Den kumulative fordelingsfunksjonen $F(x) = P(X \leq x)$ beregner vi ved å integrere sannsynlighetstettheten $f(x)$. Dvs.

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_1^x \beta t^{-\beta-1} dt = \beta \frac{1}{-\beta} \left[t^{-\beta} \right]_1^x = (-1) \left[x^{-\beta} - 1 \right] = 1 - x^{-\beta}.$$

Sannsynligheten for at det går mer enn 2 uker mellom to påfølgende feil, når $\beta = 3$, er

$$P(X > 2) = 1 - P(X \leq 2) = 1 - F(2) = 1 - (1 - 2^{-\beta}) = 2^{-3} = 0.125$$

Sannsynligheten for at nettet svikter før det er gått 3.5 uker, gitt at det har gått minst 2 uker siden siste feil, er (med $\beta = 3$)

$$\begin{aligned} P(X \leq 3.5 \mid X > 2) &= \frac{P(X \leq 3.5 \cap X > 2)}{P(X > 2)} = \frac{P(X \leq 3.5) - P(X \leq 2)}{P(X > 2)} \\ &= \frac{F(3.5) - F(2)}{1 - F(2)} = \frac{(1 - 3.5^{-3}) - (1 - 2^{-3})}{0.125} = 0.813 \end{aligned}$$

b) Sannsynlighetsmaksimeringsestimatoren, SME for β :

Simultantettheten for X_1, \dots, X_n er $f(x_1, \dots, x_n; \beta) \stackrel{\text{uavh.}}{=} \prod_{i=1}^n f(x_i; \beta) = \prod_{i=1}^n \beta x_i^{-\beta-1}$. Rimelighetsfunksjonen er simultanfordelingen sett på som funksjon av β , og kan skrives som

$$L(x_1, \dots, x_n; \beta) = \beta^n \prod_{i=1}^n x_i^{-\beta-1}.$$

SME er den verdien for β som maksimerer $L(x_1, \dots, x_n; \beta)$. Denne verdien finner vi ved først å ta logaritmen, så derivere og sette lik 0:

$$\begin{aligned} l(x_1, \dots, x_n; \beta) &= \ln(L(x_1, \dots, x_n; \beta)) = \ln\left(\beta^n \prod_{i=1}^n x_i^{-\beta-1}\right) \\ &= \ln(\beta^n) + \ln\left(\prod_{i=1}^n x_i^{-\beta-1}\right) \\ &= n \ln(\beta) + \sum_{i=1}^n (-(\beta + 1) \ln(x_i)) = n \ln(\beta) - (\beta + 1) \sum_{i=1}^n \ln(x_i) \\ \frac{dl(x_1, \dots, x_n; \beta)}{d\beta} &= \frac{n}{\beta} - \sum_{i=1}^n \ln(x_i) = 0 \\ \beta &= \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)} \end{aligned}$$

Dette gir at SME for β er

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_1 = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}.$$

Når vi setter inn de observerte verdiene får vi følgende estimat for β :

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_1 = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i} = \frac{10}{3.39} = 2.95.$$

c) Vi skal først vise at $2\beta \ln(X_i)$ er kjikvadratfordelt med 2 frihetsgrader (som er det samme som en eksponensialfordeling).

La $Y_i = 2\beta \ln(X_i)$. Vi kan finne sannsynlighetsfordelingen til Y_i ved å bruke transformasjonsformelen (vi ser her bort fra indeksen i i utledningen). La

$$\begin{aligned} y &= u(x) = 2\beta \ln(x), \quad \text{slik at} \\ x &= w(y) = \exp\left(\frac{y}{2\beta}\right). \end{aligned}$$

La $f_Y(y)$ være sannsynlighetstettheten til Y . Transformasjonsformelen sier da at

$$f_Y(y) = f_X(w(y))|w'(y)|.$$

Vi deriverer $w(y)$ og får $w'(y) = \frac{1}{2\beta} \exp(\frac{y}{2\beta})$. Sannsynlighetstettheten til Y blir da

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(w(y))|w'(y)| = \beta(\exp(\frac{y}{2\beta}))^{-\beta-1} \frac{1}{2\beta} \exp(\frac{y}{2\beta}) \\ &= \frac{1}{2} \exp((-\beta-1)\frac{y}{2\beta}) \exp(\frac{y}{2\beta}) = \frac{1}{2} \exp(-\beta\frac{y}{2\beta} - \frac{y}{2\beta} + \frac{y}{2\beta}) \\ &= \frac{1}{2} \exp(-\frac{y}{2}). \end{aligned}$$

Uttrykket for $f_Y(y)$ kan skrives

$$f_Y(y) = \frac{1}{2^{2/2}\Gamma(2/2)} y^{2/2-1} \exp(-\frac{y}{2}),$$

siden $\Gamma(2/2) = \Gamma(1) = 1$. Dette er sannsynlighetstettheten for en kjikvadratfordelt stokastisk variabel med 2 frihetsgrader. Dermed har vi vist at $Y_i = 2\beta \ln(X_i)$ er kjikvadratfordelt med 2 frihetsgrader, dvs. $Y_i \sim \chi_2^2$.

La $Z = 2\beta \sum_{i=1}^n \ln(X_i)$. Med $Y_i = 2\beta \ln(X_i)$ har vi at

$$Z = 2\beta \sum_{i=1}^n \ln(X_i) = \sum_{i=1}^n 2\beta \ln(X_i) = \sum_{i=1}^n Y_i.$$

Vi har vist at $Y_i \sim \chi_2^2$, og siden en sum av uavhengige kjikvadratfordelte stokastiske variabler er kjikvadratfordelt, med summen av frihetsgradene, er $Z = 2\beta \sum_{i=1}^n \ln(X_i)$ kjikvadratfordelt med $\sum_{i=1}^n 2 = 2n$ frihetsgrader.

Konfidensintervall for β :

Vi bruker at $Z = 2\beta \sum_{i=1}^n \ln(X_i) \sim \chi_{2n}^2$. La $\alpha = 0.05$. Vi får da at

$$\begin{aligned} P(\chi_{1-\alpha/2, 2n}^2 < Z < \chi_{\alpha/2, 2n}^2) &= 1 - \alpha \\ P(\chi_{1-\alpha/2, 2n}^2 < 2\beta \sum_{i=1}^n \ln(X_i) < \chi_{\alpha/2, 2n}^2) &= 1 - \alpha \\ P\left(\frac{\chi_{1-\alpha/2, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n \ln(X_i)} < \beta < \frac{\chi_{\alpha/2, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n \ln(X_i)}\right) &= 1 - \alpha \end{aligned}$$

Et 95% konfidensintervall for β blir da

$$\left[\frac{\chi_{1-0.025, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n \ln(x_i)} < \beta < \frac{\chi_{0.025, 2n}^2}{2 \sum_{i=1}^n \ln(x_i)} \right]$$

Insatt observerte verdier får vi

$$\left[\frac{9.591}{2 \cdot 3.39} < \beta < \frac{34.170}{2 \cdot 3.39} \right] = [1.41, 5.04].$$