



Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Institutt for matematiske fag

TMA4245 Statistikk
Vår 2016

Anbefalte oppgaver 7, blokk II
Løsningsskisse

Oppgave 1 Regner først ut den kumulative fordelingsfunksjonen til X :

$$F_X(x) = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda x} \quad \text{for } x > 0$$

Skal finne sannsynlighetstettheten til $V = \max(X_1, X_2)$ og regner først ut fordelingsfunksjonen:

$$\begin{aligned} F_V(v) = P(\max(X_1, X_2) \leq v) &= P(X_1 \leq v \cap X_2 \leq v) \\ &\stackrel{\text{uavh}}{=} P(X_1 \leq v)P(X_2 \leq v) \\ &= F_X(v)^2 = (1 - e^{-\lambda v})^2 = 1 - 2e^{-\lambda v} + e^{-2\lambda v} \end{aligned}$$

Dvs. sannsynlighetstettheten til V blir:

$$f_V(v) = F'_V(v) = \underline{\underline{2\lambda e^{-\lambda v} - 2\lambda e^{-2\lambda v}}}$$

$$\begin{aligned} E(V) &= \int_0^\infty v(2\lambda e^{-\lambda v} - 2\lambda e^{-2\lambda v})dv = 2 \int_0^\infty v\lambda e^{-\lambda v} dv - \int_0^\infty v2\lambda e^{-2\lambda v} dv \\ &= 2 \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{2\lambda} = \underline{\underline{\frac{3}{2\lambda}}} \end{aligned}$$

Vi har at $E(X) = \int_0^\infty x\lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$, dvs. vi har at $\underline{\underline{E(X) < E(V) < 2E(X)}}$ som ventet da V er den største av to X -er. Siden $V = \max(X_1, X_2)$ vil vi forvente at $E(V) > E(X)$ og at $E(V) < E(X_1 + X_2) = 2E(X)$.

Oppgave 2

X er kontinuerlig fordelt med sannsynlighetstetthet

$$f_X(x) = \begin{cases} 2x \exp(-x^2) & x \geq 0 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Formel for transformasjon av variabler finnes i det blå heftet.

a) Vi har

$$U = X - 2 = g(X); x \geq 0$$

slik at

$$X = U + 2 = h(U)$$

med

$$h'(u) = 1.$$

Funksjonen $g(x) = x - 2$ er strengt monoton og deriverbar for alle x . Vi har dermed

$$\begin{aligned} f_U(u) &= f_X(h(u)) |h'(u)| \\ &= 2(u+2) \exp(-(u+2)^2) \cdot 1 \\ &= 2(u+2) \exp(-(u+2)^2); u \geq -2. \end{aligned}$$

Alternativt kan vi ta utgangspunkt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$\begin{aligned} F_U(u) &= P(U \leq u) = P(X - 2 \leq u) \\ &= P(X \leq u + 2), u \geq -2. \end{aligned}$$

Dette gir

$$F_U(u) = F_X(u + 2) = 1 - \exp\{-(u + 2)^2\}, u \geq -2.$$

Derivasjon mhp u gir riktig tetthetsfunksjon.

b) Vi har her

$$V = -2X = g(X); x \geq 0$$

der

$$X = -\frac{1}{2}V = h(V)$$

med

$$h'(v) = -\frac{1}{2}.$$

Funksjonen $g(x) = -2x$ er strengt monoton og deriverbar for alle x . Dette gir

$$\begin{aligned} f_V(v) &= f_X(h(v)) |h'(v)| \\ &= 2\left(-\frac{1}{2}v\right) \exp\left(-\left(-\frac{1}{2}v\right)^2\right) \cdot \frac{1}{2} \\ &= -\frac{1}{2}v \exp\left(-\left(\frac{1}{2}v\right)^2\right); v \leq 0. \end{aligned}$$

Alternativt kan vi ta utgangspunkt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$\begin{aligned} F_V(v) &= P(V \leq v) = P(-2X \leq v) \\ &= P\left(X \geq -\frac{v}{2}\right) \\ &= 1 - P\left(X \leq -\frac{v}{2}\right), v \leq 0. \end{aligned}$$

Dette gir

$$F_V(v) = 1 - F_X\left(-\frac{v}{2}\right) = \exp\left\{-\left(\frac{v}{2}\right)^2\right\}, v \leq 0.$$

Derivasjon mhp v gir riktig tetthetsfunksjon.

c) Vi har

$$W = X^2 = g(X); x \geq 0$$

som gir

$$X = \sqrt{W} = h(W)$$

med

$$h'(w) = \frac{1}{2\sqrt{w}}.$$

Funksjonen $g(x) = x^2$ er strengt monoton og deriverbar for alle $x \geq 0$.

$$\begin{aligned} f_W(w) &= f_X(h(w)) |h'(w)| \\ &= 2\sqrt{w} \exp(-w) \frac{1}{2\sqrt{w}} \\ &= \exp(-w); w \geq 0. \end{aligned}$$

Alternativt kan vi ta utgangspunkt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$\begin{aligned} F_W(w) &= P(W \leq w) = P(X^2 \leq w) \\ &= P(|X| \leq \sqrt{w}) \\ &= P(-\sqrt{w} \leq X \leq \sqrt{w}) \\ &= P(X \leq \sqrt{w}) - P(X \leq -\sqrt{w}) \\ &= P(X \leq \sqrt{w}), w \geq 0. \end{aligned}$$

Dette gir

$$F_W(w) = F_X(\sqrt{w}) = 1 - \exp\{-w\}, w \geq 0.$$

Derivasjon mhp w gir riktig tetthetsfunksjon.

Oppgave 3

Den stokastiske variabelen X er normalfordelt med forventningsverdi μ og varians σ^2 ,

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

og vi skal utlede sannsynlighetstetthetsfunksjonen til den stokastiske variabelen Y , som er gitt ved

$$Y = \frac{X}{\sigma} - \frac{\mu}{\sigma} = \frac{X - \mu}{\sigma}.$$

Den kumulative sannsynlighetsfordelingen til Y er

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \leq y\right) = P(X \leq \mu + \sigma y) = F_X(\mu + \sigma y).$$

Derivasjon med hensyn på y gir sannsynlighetstettheten $f_Y(y)$,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{d}{dy} F_X(\mu + \sigma y) \\ &= F'_X(\mu + \sigma y) \cdot \frac{d}{dy}(\mu + \sigma y) \\ &= f_X(\mu + \sigma y) \cdot \sigma \\ &= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}((\mu + \sigma y) - \mu)^2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}. \end{aligned}$$

Dette er tettheten til normalfordelingen med $\mu = 0$ og $\sigma = 1$. Altså har vi at $Y \sim N(0, 1)$.

Oppgave 4

- a) Vi benytter den kumulative fordelingsfunksjonen i oppgaveteksten. Regner først ut sannsynligheten for generell verdi av β , for så å regne ut for $\beta = \pi/8$. Dette gir

$$P(Y > \pi/4) = 1 - P(Y \leq \pi/4) = 1 - \frac{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{4\beta}\right\}}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} = \frac{\exp\left\{-\frac{\pi}{4\beta}\right\} - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} = \underline{\underline{0.1192}}$$

$$\begin{aligned} P(\pi/4 < Y < \pi/3) &= P(Y < \pi/3) - P(Y < \pi/4) = \frac{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{3\beta}\right\}}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} - \frac{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{4\beta}\right\}}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} \\ &= \frac{\exp\left\{-\frac{\pi}{4\beta}\right\} - \exp\left\{-\frac{\pi}{3\beta}\right\}}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} = \underline{\underline{0.0671}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(Y > \pi/4 | Y < \pi/3) &= \frac{P(Y > \pi/4 \cap Y < \pi/3)}{P(Y < \pi/3)} = \frac{0.0671}{\left(1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{3\beta}\right\}\right) / \left(1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}\right)} \\ &= \underline{\underline{0.0708}}. \end{aligned}$$

- b) Siden Y er en kontinuerlig, kan vi finne sannsynlighetstettheten ved å derivere den kumulative fordelingsfunksjonen i oppgaveteksten

$$\begin{aligned} f(y; \beta) &= \frac{d}{dy} F(y; \beta) = \frac{1}{1 - \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} \left(0 - \left(-\frac{1}{\beta}\right) \exp\left\{-\frac{y}{\beta}\right\}\right) = \\ &= \frac{1}{\beta - \beta \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} \exp\{-y/\beta\} \end{aligned}$$

Fra figuren i oppgaveteksten har vi at $\tan(Y) = X$, altså har vi en-til-en relasjon mellom vinkelen Y og avstanden X . Det betyr at vi kan benytte transformasjon av variable (kap 7.2 i læreboka) til å finne fordelingen til X . La $y = \arctan(x) = w(x)$, altså den omvendte funksjonen av funksjonen over. Vi har da at sannsynlighetsfordelingen til X , $g(x; \beta)$, er gitt ved

$$g(x; \beta) = f(w(x); \beta) \cdot |w'(x)|.$$

Opplysningen i oppgaven eller oppslag i Rottmann gir at $w'(x) = 1/(1+x^2)$ som gir

$$g(x; \beta) = \frac{1}{\beta - \beta \exp\left\{-\frac{\pi}{2\beta}\right\}} \exp\{-\arctan(x)/\beta\} \cdot \frac{1}{1+x^2}, \quad x > 0.$$
