

# TMA4240 Statistikk Høst 2017

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet Institutt for matematiske fag

Anbefalt øving 7 Løsningsskisse

## Oppgave 1

a) Regner først ut den kumulative fordelingsfunksjonen til X:

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

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

$$F_V(v) = P(\max(X_1, X_2) \le v) = P(X_1 \le v \cap X_2 \le v)$$

$$\stackrel{uavh}{=} P(X_1 \le v)P(X_2 \le v)$$

$$= F_X(v)^2 = (1 - e^{-\lambda v})^2 = 1 - 2e^{-\lambda v} + e^{-2\lambda v}$$

Dvs. sannsynlighetstettheten til V blir:

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

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

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

b) Merk at tallsvarene i resten av oppgaven kan være ulik de tallsvarene du får selv.

En kan definere følgende funksjon som simulerer fra fordelding til V:

function max\_verdi = simulerFraMaks(B, lambda, n)

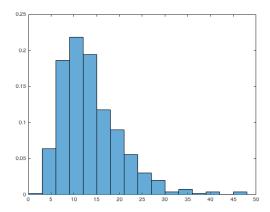
% Funksjon som simulerer fra maks-fordeling

%B: antall gjentagelser

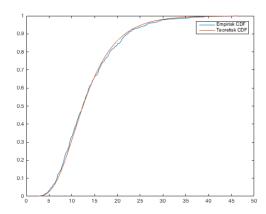
% lambda: modellparameter

```
% n:
               antall X_i i hver gjentagelse
  max_verdi = zeros(B, 1);
  for b = 1:B
        utbetaling = exprnd(1/lambda, [n,1]); % trekk fra eksponentialfordelingen
        max_verdi(b) = max(utbetaling); % lagre maksimum
  end
  end
  og deretter kalle denne funksjonen:
  lambda = 0.2; % modellparameter
  n = 8; % antall industribranner
  B = 500; % antall ganger vi gjentar forsoeket
  max_verdi = simulerFraMaks(B, lambda, n); % B realiseringer fra fordelingen til V
  figure;
  histogram(max_verdi,'Normalization','probability')
  % Plot cdf
  figure;
   [Fhat, v_verdi] = ecdf(max_verdi);
  plot(v_verdi, Fhat);
  % Korrekt cdf
  F = \mathbb{Q}(v, lambda, n) (1-exp(-lambda * v)).^n;
  1-F(v_verdi, lambda, n);
  hold on;
  plot(v_verdi, F(v_verdi, lambda, n));
  legend('Empirisk CDF', 'Teoretisk CDF');
  Et histogram av fordelingen til V er gitt i Figur 1. Empirisk og teoretisk kumulative
  fordelingsfunksjon er plottet i Figur 2, og vi ser at de stemmer bra overens.
c) Vi finner sannsynligheten ved å telle antall ganger V > 30 og dele på 500:
  % Anslaa sannsynliget V > 30
  verdi = 30; %
  sannsynliget = sum(max_verdi > verdi) / B
  % Sann sannsynlighet
  1-F(verdi, lambda, n)
```

Den sanne sannsynligheten er 0.0197, mens den anslåtte sannsynligheten er 0.0220. Dersom vi hadde trukket flere realisasjoner fra V kunne vi ha ventet at den anslåtte sannsynligheten var nærmere den sanne verdien.



Figur 1: Histogram av V.



Figur 2: Empirisk og teoretisk kumulativ fordelingsfunksjon til V.

d) Vi estimerer forventet høyeste utbetaling for 8 branner ved å ta gjennomsnittet av 500 realisasjoner fra V:

```
% Forventet stoerste utbetaling
forventet_utbetaling = mean(max_verdi)
```

Forventet høyeste utbetaling er 13.72 millioner kroner.

e) Kode for å simulere beholdning på konto er gitt under:

```
ta_opp_laan = 30;
ta_ut_fra_konto = 25;
startsum_konto = 30;
laanekostnad = 5;
pris_forsikring = 5;
B = 10000; % antall ganger vi gjentar forsoeket
max_verdi = simulerFraMaks(B, lambda, n);
```

```
beholdning_konto = startsum_konto * ones(B,1);
for b = 1:B
    % Avgjoer om reassurering
    reassurer = randsample(0:1,1,true, [1/3, 2/3]);
    % Ikke reassurer
    if reassurer == 0
        if max_verdi(b) > ta_opp_laan;
            % maa ta opp laan
            beholdning_konto(b) = beholdning_konto(b)-laanekostnad ...
                -ta_ut_fra_konto;
        else
            % kan betale selv
            beholdning_konto(b) = beholdning_konto(b) - max_verdi(b);
        end
    % reassurer
    else
        beholdning_konto(b) = beholdning_konto(b) - pris_forsikring;
    end
end
% Forventet beholdning i fondet etter et aar
forventet_beholdning = mean(beholdning_konto)
```

Forventet beholdning er 22.0804 millioner kroner etter et år.

#### Oppgave 2

X er kontinuerlig fordelt med sannsynlighetstetthet

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

Formel for transformasjon av variabler finnes i det blå heftet.

a) Vi har

$$U = X - 2 = a(X); x > 0$$

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

$$f_U(u) = f_X(h(u)) |h'(u)|$$
  
= 2 (u + 2) exp(- (u + 2)<sup>2</sup>) · 1  
= 2 (u + 2) exp(- (u + 2)<sup>2</sup>); u \ge -2.

Alternativt kan vi ta utgangspunt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$F_U(u) = P(U \le u) = P(X - 2 \le u)$$
  
=  $P(X \le u + 2), u \ge -2.$ 

Dette gir

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

Derivasjon mhp u gir riktig tetthetsfunksjon.

b) Vi har her

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

der

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

 $\operatorname{med}$ 

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

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

$$f_V(v) = f_X(h(v)) |h'(v)|$$
  
=  $2(-\frac{1}{2}v) \exp(-(-\frac{1}{2}v)^2) \cdot \frac{1}{2}$   
=  $-\frac{1}{2}v \exp(-(\frac{1}{2}v)^2); v \le 0.$ 

Alternativt kan vi ta utgangspunt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$\begin{split} F_V(v) &= \mathrm{P}(V \le v) = \mathrm{P}(-2X \le v) \\ &= \mathrm{P}(X \ge -\frac{v}{2}) \\ &= 1 - \mathrm{P}(X \le -\frac{v}{2}), \ v \le 0. \end{split}$$

Dette gir

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

Derivasjon mhp v gir riktig tetthetsfunksjon.

c) Vi har

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

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  $x \ge 0$ .

$$f_W(w) = f_X(h(w)) |h'(w)|$$
  
=  $2\sqrt{w} \exp(-w) \frac{1}{2\sqrt{w}}$   
=  $\exp(-w); w \ge 0.$ 

Alternativt kan vi ta utgangspunt i kumulativ fordeling. Vi skriver

$$F_W(w) = P(W \le w) = P(X^2 \le w)$$

$$= P(|X| \le \sqrt{w})$$

$$= P(-\sqrt{w} \le X \le \sqrt{w})$$

$$= P(X \le \sqrt{w}) - P(X \le -\sqrt{w})$$

$$= P(X \le \sqrt{w}), w > 0.$$

Dette gir

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

Derivasjon mhp w gir riktig tetthetsfunksjon.

### Oppgave 3

Den stokastiske variabelen X er normalfordelt med forventningsverdi  $\mu$  og varians  $\sigma^2$ ,

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

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

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

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

$$f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{d}{dy} F_X(\mu + \sigma y)$$

$$= F_X'(\mu + \sigma y) \cdot \frac{d}{dy}(\mu + \sigma y)$$

$$= f_X(\mu + \sigma y) \cdot \sigma$$

$$= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\sigma^2((\mu + \sigma y) - \mu)^2}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}.$$

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

## Oppgave 4

a) I dette punktet er  $\beta = 10$ .

$$\begin{split} &P(X \leq 4) = 1 - e^{-4/10} = 0.33 \\ &P(X > 7) = e^{-7/10} = 0.50 \\ &P(X > 7 | X > 4) = \frac{P(X > 7)}{P(X > 4)} = \frac{0.5}{1 - 0.33} = 0.74 \end{split}$$

**b**) 
$$P(X > c) = 1 - F(c) = e^{-c/\beta}$$
  
 $P(Y > y) = P(X - c > y | X > c) = \frac{P(X > y + c)}{P(X > c)} = e^{-y/\beta}$ 

Fordelingen til Y gjenkjennes som en eksponensialfordeling med forventningsverdi  $\beta$ .