Løsningsforslag Eksamen i Statistikk Mai 2000

Oppgave 1

a)

$$P(X < 6.74) = P(\frac{X - 6.8}{0.06} < \frac{6.74 - 6.8}{0.06})$$
$$= \Phi(-1) = 1 - \Phi(1)$$
$$= 1 - 0.841 = 0.159$$

$$\begin{split} P(6.74 < X < 6.86) &= P(X < 6.86) - P(X < 6.74) \\ &= P(\frac{X - 6.8}{0.06} < \frac{6.86 - 6.8}{0.06}) - 0.159 \\ &= \Phi(1) - 0.159 = 0.841 - 0.159 = 0.682 \end{split}$$

$$\begin{split} P(|X-\mu|) > 0.06) &= P(X-\mu < -0.06) + P(X-\mu > 0.06) \\ &= P(\frac{X-\mu}{0.06} < -1) + P(\frac{X-\mu}{0.06} > 1) \\ &= \Phi(-1) + 1 - \Phi(1) = 2(1 - \Phi(1)) = 0.318 \end{split}$$

Eventuelt

$$P(|X - \mu|) > 0.06) = 1 - P(6.74 < X < 6.86)$$

= 1 - 0.682 = 0.318

b)
$$Y \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{5})$$

$$P(|Y - \mu|) > 0.06) = 2P(Y - \mu > 0.06)$$

= $2(1 - P(\frac{Y - \mu}{\frac{0.06}{\sqrt{5}}} \le 1))$
= 0.026

 $Y = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^{5} X_i$ er lineærkombinasjon av uavhengige normalfordelte variable. Dermed er Y normalfordelt med $E(Y) = \mu$ og $Var(Y) = \frac{\sigma^2}{5}$

$$\Longrightarrow \frac{Y-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{5}}} \sim N(0,1)$$

$$\Longrightarrow P(-Z_{0.025} < \frac{y-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{5}}} < Z_{0.025}) = 0.95$$

$$P(Y - Z_{0.025}.\frac{\sigma}{\sqrt{5}} < \mu < Y + Z_{0.025}.\frac{\sigma}{\sqrt{5}}) = 0.95$$
 D.v.s 95% konf. int. blir:

$$[Y - Z_{0.025}, \frac{\sigma}{\sqrt{5}}, Y + Z_{0.025}, \frac{\sigma}{\sqrt{5}}]$$

Innsatt tall:

$$y = \bar{x} = 6.76, \sigma = 0.06, z_{0.025} = 1.96$$

$$[6.76 - (1.96)\frac{0.06}{\sqrt{5}}, 6.76 + (1.96)\frac{0.06}{\sqrt{5}}] = [6.707, 6.813]$$

Oppgave 2

 $P(E_2|E_1) \neq P(E_2) \Longrightarrow ikke uavhengige$

$$P(E_1 \cap E_2) = P(E_2|E_1).P(E_1)$$

= $(0.1)(0.01) = 0.001 > 0$

dvs $E_1 \cap E_2 \neq \emptyset \Longrightarrow$ ikke disjunkte

$$P(E_1 \cup E_2) = P(E_1) + P(E_2) - P(E_1 \cap E_2)$$

= $2(0.01) - (0.001) = 0.019$

La F = minst to av tre pumper er i feiltilstand ser ved bruk av addisjonssetningen at:

$$P(F) = P(E_1 \cap E_2) + P(E_1 \cap T) + P(E_1 \cap T) - 2.P(E_1 \cap E_2 \cap T)$$

$$= P(E_1 \cap E_2) + P(E_1).P(T) + P(E_1).P(T) - 2.P(E_1 \cap E_2).P(T)$$

$$= 0.001 + 0.01(0.04) + 0.01(0.04) - 2(0.001)(0.04) = 0.00172$$

Oppgave 3

a)
$$Y \sim Poisson(5t)$$

$$t = 1: P(Y > 12) = 1 - P(Y \le 12) = 1 - 0.99798 = 0.002$$

 $t = 0.5: P(Y > 6) = 1 - P(Y \le 6) = 1 - 0.99581 = 0.014$

 $P(\text{minst en av } 10 \text{ prøver} > 12) = 1 - P(\text{ingen av } 10 \text{ prøver} > 12) = 1 - P(\text{alle prøver} \le 12) = 1 - P(\text{prøve} \le 12)^{10} = 1 - (0.99798)^{10} = 0.020$

b) $Y_i \sim Poisson(\mu t_i)$

$$\implies L(\mu) = \prod_{i=1}^{n} f(y_i; t_i, \mu) = \prod_{i=1}^{n} \frac{(\mu t_i)^{y_i}}{(y_i)!} e^{-\mu t_i}$$

$$ln(L(\mu)) = \sum_{i=1}^{n} y_i ln(\mu t_i) - ln(\prod_{i=1}^{n} y_i!) - \mu \sum_{i=1}^{n} t_i$$

$$\frac{\partial lnL(\mu)}{\partial \mu} = \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{\mu} - \sum_{i=1}^{n} t_i$$

$$\implies \mu = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{\sum_{i=1}^{n} t_i}$$

D.v.s SME blir : $\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{\sum_{i=1}^{n} t_i}$

$$\begin{split} E(\hat{\mu}) &= \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}} \sum_{i=1}^{n} E(Y_{i}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}} \sum_{i=1}^{n} \mu t_{i} = \mu \\ Var(\hat{\mu}) &= (\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}})^{2} Var(\sum_{i=1}^{n} Y_{i}) \overset{\text{uavh.}}{=} (\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}})^{2} \sum_{i=1}^{n} Var(Y_{i}) \\ &= (\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}})^{2} \cdot \sum_{i=1}^{n} \mu t_{i} = \frac{\mu}{\sum_{i=1}^{n} t_{i}} \end{split}$$

c)
$$H_o: \mu \mod H_1: \mu > 6$$

 $\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{\sum_{i=1}^{n} t_i}$

Siden Y_i er Poissonfordelt med parameter μt_i , vil $\sum_{i=1}^n Y_i$ selv være Poissonfordelt med parameter $\mu \sum_{i=1}^n t_i$. Under H_o er $\mu = 6$, dvs dersom $\sum_{i=1}^n t_i > 2.5$ har vi fra oppgitt resultat at $\sum_{i=1}^n Y_i$ vil være tilnærmet normalfordelt. Dermed vil ogsa $\hat{\mu}$ være tilnærmet normalfordelt med:

$$E(\hat{\mu}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_i} \sum_{i=1}^{n} E(Y_i) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_i} \sum_{i=1}^{n} \mu t_i = \mu = 6$$

$$Var(\hat{\mu}) = (\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_i})^2 Var(\sum_{i=1}^{n} Y_i) \stackrel{\text{uavh.}}{=} (\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_i})^2 \sum_{i=1}^{n} Var(Y_i)$$

$$= \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} t_i}\right)^2 \cdot \sum_{i=1}^{n} \mu t_i = \frac{\mu}{\sum_{i=1}^{n} t_i} = \frac{6}{\sum_{i=1}^{n} t_i}$$

$$\implies Z = \frac{\hat{\mu} - 6}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} t_i}}$$

er tilnærmet N(0,1) under H_o .

Forkaster H_o dersom $Z \ge z_{0.05}$ der

P(forkaste $H_o|H_o) = P(Z \ge z_{0.05}|\mu = 6) = 0.05$

Observert : $z_{obs} = \frac{65/10-6}{\sqrt{6/10}} = 0.645 > z_{0.05} = 1.645 \Longrightarrow$ Forkaster ikke H_o .

Eventuelt: $p - verdi = P(Z \ge z_{obs}) = P(Z \ge 0.645)$

 $= 1 - \phi(0.645) = 1 - 0.741 = 0.259$

 $p - verdi > 0.05 \Longrightarrow$ Forkaster ikke H_o .

d)

 $X|Y = y \sim bin(y, p)$

- y bakterier oppdages(oversees) uavh. av hverandre
- har at bakterier vil enten oppdages eller ikke
- \bullet p = P(bakterier oppdages) er den samme for alle bakterier

 $\implies X = \text{antall av } y \text{ bakterier som oppdages er } bin(y, p)$

$$f(x,y) = P(X = x, Y = y)$$

$$= P(X = x | Y = y) \cdot P(Y = y)$$

$$= {y \choose x} p^{x} (1 - p)^{y - x} \frac{(\mu t)^{y}}{y!} e^{-\mu t}$$

$$f(x) = \sum_{i=1}^{\infty} f(x,y)$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{y!}{x!(y-x)!} p^x (1-p)^{y-x} \frac{(\mu t)^{y-x}(\mu t)^x}{y!} e^{-\mu t}$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{((1-p)\mu t)^{y-x}}{(y-x)!} \cdot \frac{(p\mu t)^x}{x!} \cdot e^{-\mu t}$$

$$= e^{(1-p)\mu t} \cdot e^{-\mu t} \cdot \frac{(p\mu t)^x}{x!}$$

$$= e^{-p\mu t} \cdot \frac{(p\mu t)^x}{x!}$$

Dvs $X \sim Poisson(\mu t p)$

Rimelig estimator:

$$\hat{\mu} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{p(t_1 + \dots + t_n)}$$

Oppgave 4

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x}) Y_i}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2} = \frac{-52.57}{60} = -0.876$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{x} = \frac{360.37}{9} + 0.876 \cdot \frac{369}{9} = 75.96$$

$$\hat{\sigma^2} = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_i)^2$$

b)

$$\begin{array}{l} Var(\hat{\beta}) = Var(\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})Y_{i}}{\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})^{2}}) = \frac{1}{(\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})^{2})^{2}} \cdot Var(\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})Y_{i}) = \\ \frac{1}{(\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})^{2})^{2}} \cdot \sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})Var(Y_{i}) = \frac{\sigma^{2}}{\sum_{i=1}^{n}(x_{i}-\bar{x})^{2}} \end{array}$$

$$H_0: \beta = 0$$
 $H_1: \beta \neq 0$

Under H_0 har vi følgende observator og fordeling: $T = \frac{\beta}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}} \sim t_{n-2}$

Vi forkaster H_0 dersom $T > t_{n-2,\alpha/2}$ eller om $T < -t_{n-2,\alpha/2}$. Med $\alpha = 0.01$, n = 9 har vi at $t_{7,0.005} = 3.5$.

$$T=\frac{-0.876}{\frac{1.568}{\sqrt{60}}}=-4.33<-3.50$$
 Vi forkaster H_0 på nivå $\alpha=0.01$.

Tolkningen blir at alder har betydning for løypetiden.

c)

Predikert tid er \hat{Y}_0 .

$$\hat{Y}_0 = \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_0 = 75.96 - 0.876 \cdot 46 = 35.66$$

 \hat{Y}_0 er et estimat på sann verdi Y_0 . Siden Y_i ene er uavhengige og \hat{Y}_0 er basert på andre Y_i er enn Y_0 , så er \hat{Y}_0 og Y_0 uavhengige.

$$E(\hat{Y}_0 - Y_0) = E(\hat{\alpha}) + E(\hat{\beta})x_0 - \alpha - \beta x_0 = 0$$

$$Var(\hat{Y}_0 - Y_0) = Var(\hat{Y}_0) + Var(Y_0) = \sigma^2(\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}) + \sigma^2 = \sigma^2 \cdot v$$

Vi har at observatoren $S = \frac{\hat{Y}_0 - Y_0}{\hat{\sigma} \cdot \sqrt{v}} \sim t_{n-2}$

$$\begin{split} &P(-t_{n-2,\alpha/2} < S < t_{n-2,\alpha/2}) = 1 - \alpha \\ &P(\hat{Y}_0 - t_{n-2,\alpha/2} \hat{\sigma} \sqrt{v} < Y_0 < \hat{Y}_0 + t_{n-2,\alpha/2} \hat{\sigma} \sqrt{v}) = 1 - \alpha \end{split}$$

Innsatt verdier $n=9,~\alpha=0.05$ og $t_{7,0.0025}=2.36,$ er et 0.95 prediksjonsintervall for Y_0 gitt ved:

$$\left\{35.66 - 2.36 \cdot 1.568 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{9} + \frac{(46 - 41)^2}{60}}, 35.66 + 2.36 \cdot 1.568 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{9} + \frac{(46 - 41)^2}{60}}\right\} = \left\{31.09, 40.23\right\}$$

Ekstrapolasjon så langt frem i tid bør ikke gjøres. Det er ikke sikkert at modellen holder utover de x verdiene hvor vi har data. Løperen vil neppe fortsette å forbedre seg i all fremtid.