



Oppgave 1 Sykkelruter

a)

$$P(Y > 6) = 1 - P(Y \leq 6) = 1 - P\left(\frac{Y - 7}{1} \leq \frac{6 - 7}{1}\right) = 1 - \Phi(-1) = 1 - 0.1587 = 0.8413$$

$$P(X < 7 | X < 8) = \frac{P(X < 7 \cap X < 8)}{P(X < 8)} = \frac{P(X < 7)}{P(X < 8)} =$$

$$\frac{P\left(\frac{X - 6}{1} < \frac{7 - 6}{1}\right)}{P\left(\frac{X - 6}{1} < \frac{8 - 6}{1}\right)} = \frac{\Phi(1)}{\Phi(2)} = \frac{0.8413}{0.9772} = 0.86$$

$$P(\min(X, Y) < 6) = 1 - P(\min(X, Y) \geq 6) = 1 - P(X \geq 6 \cap Y \geq 6) = \\ 1 - P(X \geq 6) \cdot P(Y \geq 6) = 1 - 0.5 \cdot 0.8416$$

b) Hypoteser:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 < \mu_2$$

Som tilsvarende

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$$

Ser på $\bar{X} - \bar{Y}$, da det er en estimator for $\mu_1 - \mu_2$. Har at $\bar{X} \sim N(\mu_1, \sigma^2/7)$ og $\bar{Y} \sim N(\mu_2, \sigma^2/8)$. Får da; $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma^2(1/7 + 1/8))$ (lineær kombinasjon av uavhengige normalfordelte stokastiske variable).

Antar at H_0 er sann, dvs $\mu_1 - \mu_2 = 0$ og får da;

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sigma \sqrt{1/7 + 1/8}} \sim N(0, 1)$$

Forkaster H_0 dersom observert $z_{obs} < -z_{\alpha}$, dvs $z_{obs} < -z_{0.05} = -1.645$. Observer;

$$z_{obs} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sigma \sqrt{1/7 + 1/8}} = \frac{6.31 - 6.81}{1 \sqrt{1/7 + 1/8}} = -0.96$$

Da z_{obs} ikke er i forkastningsområdet beholder vi H_0 , og kan ikke konkludere med at Solan sin rute er raskest.

For å finne styrken må vi finne fordelingen til Z når $X \sim N(6, 1^2)$ og $Y \sim N(7, 1^2)$. Vi kaller denne stok.var. Z_{H_1} . Nå er $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(-1, (1/7 + 1/8))$. Og vi får at $Z_{H_1} = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{1/7 + 1/8}}$ er normalfordelt med;

$$E(Z_{H_1}) = E\left(\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{1/7 + 1/8}}\right) = \frac{1}{\sqrt{1/7 + 1/8}} E(\bar{X} - \bar{Y}) = \frac{-1}{\sqrt{1/7 + 1/8}} = -1.92$$

$$Var(Z_{H_1}) = Var\left(\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{1/7 + 1/8}}\right) = \frac{1}{1/7 + 1/8} Var(\bar{X} - \bar{Y}) = 1$$

Altså $Z_{H_1} \sim N(-1.92, 1)$. Styrken er sannsynligheten for at H_0 blir forkastet, dvs

$$P(Z_{H_1} < -1.645) = P\left(\frac{Z_{H_1} - (-1.92)}{1} < \frac{-1.645 - (-1.92)}{1}\right) = \Phi(0.27) = 0.6064$$

Dersom $\mu_1 = 6$ er $\mu_2 = 7$ er styrken til testen på 0.61.

c) Vi har to utvalg med felles varians, og kan da bruke estimatoren

$$S_p^2 = \frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{j=1}^m (Y_j - \bar{Y})^2}{n+m-2}$$

der $S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, $S_2^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (Y_j - \bar{Y})^2$, $n = 7$ og $m = 8$.

Estimert varians;

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{j=1}^m (y_j - \bar{y})^2}{n+m-2} = \frac{6.81 + 5.44}{7+8-2} = 0.94$$

For å finne et konfidensintervall for σ^2 trenger vi å finne fordelingen til en stokastisk variabel der både S_p^2 og σ^2 inngår. Da det er varians vi ser på, mistenker vi at dette må bli en χ^2 -fordeling.

Vi vet at $\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ og $\frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{m-1}^2$. Videre har vi at

$$\frac{(n+m-2) \cdot S_p^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2}.$$

En sum av χ^2 -fordelte variable er χ^2 -fordelt med summer av frihetsgradene. Altså er $\frac{(n+m-2) \cdot S_p^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n+m-2}^2$, og vi får

$$P(\chi_{1-\alpha/2}^2 < \frac{(n+m-2) \cdot S_p^2}{\sigma^2} < \chi_{\alpha/2}^2) = 1-\alpha P\left(\frac{S_p^2(n+m-2)}{\chi_{\alpha/2}^2} < \sigma^2 < \frac{S_p^2(n+m-2)}{\chi_{1-\alpha/2}^2}\right) = 1-\alpha.$$

Konfidensintervall

$$\left[\frac{s_p^2(n+m-2)}{\chi_{\alpha/2}^2}, \frac{s_p^2(n+m-2)}{\chi_{1-\alpha/2}^2} \right]$$

Innsatt for verdier; $\alpha = 0.05$, $\chi_{0.975,13}^2 = 5.009$, $\chi_{0.025,13}^2 = 24.736$ får vi $[0.50, 2.44]$.

En hypotesetest:

$$H_0 : \sigma^2 = 1$$

$$H_1 : \sigma^2 \neq 1$$

med signifikansnivå på 5% vil ikke bli forkastet da 1 er i konfidensintervallet.

d) Enkel lineær regresjonsmodell:

$$Y_i = \alpha + \beta t_i + \epsilon_i$$

for $i = 1, 2, \dots, n$. Antar uavhengige normalfordelte støyled; $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon)$. (Trenger bare å anta at støyen er uavhengige med $E(\epsilon_i) = 0$ og lik varians.)

Minste-kvadraters estimatorar for regresjonsparametrene;

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}) Y_i}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{t}$$

Har at $E(\hat{\alpha}) = \alpha$ og $E(\hat{\beta}) = \beta$. Antar $\epsilon_i \sim N(0, 0.5^2)$, dvs $\sigma_\epsilon^2 = 0.5^2$. Har da at $Y_i \sim N(\alpha + \beta t_i, \sigma_\epsilon^2)$.

Fabian sin hypotese (tar lengre tid dess senere på morgenen han starter):

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta > 0$$

For å teste hypotesa tar vi utgangspunkt i fordelinga til $\hat{\beta}$. $\hat{\beta}$ er en lineær kombinasjon av normalfordelte stokastiske variable (Y_i), og er dermed selv normalfordelt. Vet at $E(\hat{\beta}) = \beta$, trenger $Var(\hat{\beta})$.

$$Var(\hat{\beta}) = Var\left(\frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}) Y_i}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}\right) = \frac{1}{(\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2)^2} Var\left(\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}) Y_i\right) =$$

$$\frac{1}{(\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2)^2} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2 \text{Var}(Y_i) = \sigma_\epsilon^2 \frac{1}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}$$

Altså er $\hat{\beta} \sim N(\beta, \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2})$. Og vi har under H_0

$$Z = \frac{\hat{\beta} - 0}{\sigma_\epsilon / \sqrt{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}} \sim N(0, 1)$$

Vi vil forkaste H_0 dersom vår observerte $z_{obs} > z_\alpha = z_{0.01} = 2.326$

$$z_{obs} = \frac{0.037}{0.5/\sqrt{2250}} = 3.54$$

z_{obs} er i forkastningsområdet. Vi forkaster H_0 , og aksepterer H_1 .

e) Vår prediktor: $\hat{Y}_0 = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t_0$.

Estimerte regresjonsparametre $\hat{\alpha} = 5.30$ og $\hat{\beta} = 0.0373$. Dermed er predikert verdi for $t_0 = 90$; $\hat{y}_0 = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t_0 = 8.66$.

For å finne et prediksjonsintervall ser vi på prediksjonsfeilen $\hat{Y}_0 - Y_0$, som er en lineærkombinasjon av normalfordelte stokastiske variable, og dermed selv normalfordelt med

$$E(\hat{Y}_0 - Y_0) = E(\hat{\alpha} + \hat{\beta}t_0 - (\alpha + \beta t_0 + \epsilon_0)) = \alpha + \beta t_0 - (\alpha + \beta t_0) = 0$$

og

$$\text{Var}(\hat{Y}_0 - Y_0) = \text{Var}(\hat{\alpha} + \hat{\beta}t_0 - (\alpha + \beta t_0 + \epsilon_0)) = \text{Var}(\bar{Y} + \hat{\beta}(t_0 - \bar{t}) - (\alpha + \beta t_0 + \epsilon_0))$$

(bruker at \bar{Y} , $\hat{\beta}$ og ϵ_0 er uavhengige)

$$= \text{Var}(\bar{Y}) + (t_0 - \bar{t})^2 \text{Var}(\hat{\beta}) + \text{Var}(\epsilon_0) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{n} + (t_0 - \bar{t})^2 \sigma_\epsilon^2 \frac{1}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2} + \sigma_\epsilon^2 = \sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0}^2$$

Vi får dermed at

$$P(z_{\alpha/2} < \frac{\hat{Y}_0 - Y_0}{\sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0}} < z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha.$$

Løser ut for Y_0 , og får;

$$P(\hat{Y}_0 - z_{\alpha/2} \sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0} < Y_0 < \hat{Y}_0 + z_{\alpha/2} \sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0}) = 1 - \alpha$$

Prediksjonsintervall: $[\hat{y}_0 - z_{\alpha/2} \sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0}; \hat{y}_0 + z_{\alpha/2} \sigma_{\hat{Y}_0 - Y_0}] = [6.51; 10.81]$.

Kommentar: Vi har tilpasset modellen med data fra kl 7 : 00 til kl 8 : 00. Deretter har vi predikert for klokka 8 : 30, en halv time senere. Dette blir kalt ekstrapolasjon. Modellen passer for økende morgentrafikk, men fra dataene vet vi ingenting om at trafikken fortsatt er økende fra klokka 8 : 00 til 8 : 30. Vi skal derfor være forsiktig med å bruke modellen utenfor tidsspennet i datasettet vårt.

Oppgave 2 Løsning: Ras ved sprengningsarbeid

- a) $S = \sum_{i=1}^4 X_i$. i) X_i er enten suksess, 1, om ras skjer, eller ikke-suksess, 0, om ras ikke skjer. ii) Uavhengige X_i -er. iii) Konstant suksess sannsynlighet $p = 0.15$. S er binomisk fordelt. $P(S = 0) = (1 - p)^4 = 0.52$

$$P(S = 1 | S \geq 1) = P(S = 1) / P(S \geq 1) = p(1 - p)^3 / (1 - 0.52) = 0.71.$$

$$P(S > 1 | S \geq 1) = 1 - P(S = 1 | S \geq 1) = 1 - 0.71 = 0.29$$

- b) Z er kostnad, $Z = 40$ mill ved $X = 1$, dvs 'RAS'. $Z = 0$ ved $X = 0$, dvs 'IKKE RAS'. $P(Z = 40) = p = 0.15$. $P(Z = 0) = 1 - p = 0.85$

$$E(Z) = 40 \cdot 0.15 + 0 \cdot 0.85 = 40 \cdot 0.15 = 6$$

$$Var(Z) = E(Z^2) - E(Z)^2 = 40^2 \cdot 0.15 - 6^2 = 14.3^2 = 204$$

$$Std(Z) = \sqrt{Var(Z)} = 14.3 \text{ millioner}$$

Strategi A har forventet kostnad (6 millioner), mindre enn 7 millioner som man får ved strategi B. Ved kun å se på forventet verdi, vil vi velge A. Usikkerheten i kostnad er derimot stor, og hvis man ikke liker risiko om uforutsett utgift på 40 millioner, vil man velge B.

Enten er kostnad 7 millioner, dersom grundig undersøkelse svarer 'RAS'. Dette skjer med sannsynlighet 0.15. Eller er kostnad 0, dersom grundig undersøkelse svarer 'IKKE RAS'. Dette skjer med sannsynlighet 0.85. I tillegg kommer en kostnad til ekspertene på 5 millioner.

$$E(X) = 5 + (0.15 \cdot 7 + 0.85 \cdot 0) = 6.05$$

Forventet kostnad er $6.050.000 > 6$ mill. Dersom man bruker forventet kostnad som beslutningsgrunnlag, bør den grundige undersøkelsen ikke gjennomføres. Undersøkelsen har derimot mindre forventet kostnad enn strategi B, så hvis du har valgt strategi B over, er det kanskje igjen smart å gjennomføre undersøkelsen. Undersøkelsen gir utfallsrom på kostnad: $\{5, 5 + 7 = 12\}$.

- c) Indikatoren I_i er enten 0 (ved feil uttalelse, dvs $Y_i \neq X_i$) eller 1 (ved riktig uttalelse, dvs $Y_i = X_i$). Sannsynligheten for rett uttalelse, gitt sannheten X_i er:
 $P(I_i = 1) = P(Y_i = X_i | X_i) = \gamma$. Ikke-suksess er $I_i = 0$, som skjer 5 ganger, mens suksess er $I_i = 1$ som skjer 10 ganger. Rimelighetsfunksjonen (likeilhood) er

$$L(\gamma) = \prod_{i=1}^{15} P(Y_i = y_i | X_i = x_i) = [\gamma^5(1-\gamma)^{7-5}][\gamma^5(1-\gamma)^{8-5}] = \gamma^{\sum_{i=1}^{15} I_i} (1-\gamma)^{15-\sum_{i=1}^{15} I_i} \quad (1)$$

Log-likelihood er

$$l(\gamma) = \ln L(\gamma) = \sum_{i=1}^{15} I_i \ln \gamma + (15 - \sum_{i=1}^{15} I_i) \ln(1-\gamma)$$

Vi deriverer log likelihood og får: $l'(\hat{\gamma}) = \sum_{i=1}^{15} I_i / \hat{\gamma} - (15 - \sum_{i=1}^{15} I_i) / (1 - \hat{\gamma}) = 0$. Løsningen er $\hat{\gamma} = \sum_{i=1}^{15} I_i / 15$. Så forslaget er SME.

Det er også mulig å løse oppgaven ved å tenke at $W = \sum_{i=1}^{15} I_i$ er binomisk fordelt, med parameter 15 og γ . Likelihood blir da

$$L(\gamma) = \binom{15}{w} \gamma^w (1-\gamma)^{15-w} \quad (2)$$

med samme løsning som over.

Innsetting: $\hat{\gamma} = \sum_{i=1}^{15} I_i / 15 = 10/15 = 2/3 = 0.67$.

d)

$$E(\hat{\gamma}) = \frac{\sum_i E(I_i)}{15} = 15\gamma/15 = \gamma$$

$$Var(\hat{\gamma}) = \frac{\sum_i Var(I_i)}{15^2} = 15(1-\gamma)\gamma/15^2 = (1-\gamma)\gamma/15$$

her er $E(I_i) = \gamma \cdot 1 + (1-\gamma) \cdot 0 = \gamma$, og $Var(I_i) = E(I_i^2) - E(I_i)^2 = \gamma - \gamma^2 = (1-\gamma)\gamma$.

- e) Loven om total sannsynlighet:

$$P(Y = 1) = P(Y = 1 | X = 1)P(X = 1) + P(Y = 1 | X = 0)P(X = 0)$$

Vi får: $P(Y = 1) = 0.66 \cdot 0.15 + 0.33 \cdot 0.85 = 0.38$ $P(Y = 0) = 1 - P(Y = 1) = 0.62$

Dette gjør det lettere å bruke Bayes formel

$$P(X = 1 | Y = 0) = \frac{P(Y = 0 | X = 1)P(X = 1)}{0.62} = 0.33 \cdot 0.15 / 0.62 = 0.08$$

$$P(X = 0|Y = 0) = 1 - 0.08 = 0.92$$

$$P(X = 1|Y = 1) = \frac{P(Y = 1|X = 1)P(X = 1)}{0.38} = 0.66 \cdot 0.15 / 0.38 = 0.26$$

$$P(X = 0|Y = 1) = 1 - 0.26 = 0.74$$

Beslutningen blir billigste løsning. Dersom $E(Z|Y = y) < 7$ mill, velges strategi A. Dersom $E(Z|Y = y) > 7$ mill, velges strategi B.

$$E(Z|Y = 0) = 40 \cdot 0.08 + 0 \cdot 0.92 = 3.2 < 7$$

$$E(Z|Y = 1) = 40 \cdot 0.26 + 0 \cdot 0.74 = 10.4 > 7$$

$$C = 1 + E(Z|Y = 0)P(Y = 0) + 7P(Y = 1) = 1 + 3.2 \cdot 0.62 + 7 \cdot 0.38 = 5.65$$

Siden forventet kostnad nå er mindre enn 6 mill, bør denne undersøkelsen gjennomføres.