

Institutt for matematiske fag

Eksamensoppgåve i **TMA4240/4245 Statistikk**

Fagleg kontakt under eksamen: Håkon Tjelmeland^a, Jarle Tufto^b

Tlf: ^a48 22 18 96 , ^b99 70 55 19

Eksamensdato: . august 2015

Eksamenstid (frå–til): 09.00-13.00

Hjelpemiddelkode/Tillatne hjelpemiddel: *Tabeller og formler i statistikk*, Tapir Forlag/Fagbokforlaget, K. Rottmann: *Matematisk formelsamling*, Kalkulator Casio fx-82ES PLUS, CITIZEN SR-270X, CITIZEN SR-270X College eller HP30S, Gult stempla A5-ark med egne handskrevne notat.

Annan informasjon:

Alle svar skal grunngjevast og besvarelsen skal innehalde naturleg mellomrekning.

Målform/språk: nynorsk

Sidetal: 4

Sidetal vedlegg: 0

Kontrollert av:

Dato

Sign

Oppg ve 1 Klimaendringar

Vi tenkjer oss at total endring i global gjennomsnittstemperatur dei neste 50  ra kan skrivast som ein sum $W = X + Y$ hvor $X \sim N(0, \sigma_X^2)$ er endringa som f lgjer av naturlege klimasvingingar og $Y \sim N(\mu, \sigma_Y^2)$ er endringa som f lgjer av menneskeskapt CO₂-utslepp. Endringa som f lgjer av naturlege svingingar har dermed varians σ_X^2 men er i forventning lik 0. Parameterane μ og σ_Y^2 representerer forventning og usikkerheit omkring effekten av menneskeskapt p verknad basert p  klimamodellar. Vi g r ut i fr a at X og Y er uavhengige stokastiske variablar. Basert p a at CO₂-utsleppa er p  same niv a som i dag er det gitt at $\mu = 2^\circ\text{C}$ og at $\sigma_Y = 1.5^\circ\text{C}$. Vi g r vidare ut i fr a at $\sigma_X = 0.5^\circ\text{C}$.

- a) Finn sannsynet for at $X > 1^\circ\text{C}$ og sannsynet for at total endring i gjennomsnittstemperatur er st rre enn 5°C .

Vi tenkjer oss vidare at samfunnskostnadane knytta til  ydeleggingar som f lgje av klimaendringar vil vere minst dersom global gjennomsnittstemperatur er uforandra i framtida ($W = 0$) og at b de ei auking og ein reduksjon i global gjennomsnittstemperatur vil vere kostbart. For   modellere dette tiln rmar vi dei totale  rlege samfunnskostnadane som f lgje av ei total temperaturendring W som eit 2. ordens Taylor-polynom $g(W) = aW^2$. G  ut i fr a at $a = 1.1 \cdot 10^{12} \text{ USD}/^\circ\text{C}^2$.

- b) Finn forventingsverdien til dei  rlege samfunnskostnadane $g(W)$ som f lgje av total endring i gjennomsnittstemperatur W uttrykt ved a , μ , σ_X og σ_Y .
G  ut i fr a at vi ved   halvere CO₂-utsleppa fr  det niv et dei har i dag greier   halvere μ og σ_Y . Kor mykje blir d  forventna samfunnskostnader redusert med som f lgje av halverte utslepp? Avheng svaret av storleiken p  dei naturlege klimasvingingane?

Oppg ve 2 Siste indre p  500m sk ytel p

Ved verdsmeisterskap p  enkeltdistansar p  sk yter g r kvar deltakar to 500 meterar, ein gong der deltakaren har indre bane i siste sving og ein gong der deltakaren har ytre bane i siste sving. Rekkjef lgja av deltakarane baserer seg p  summen av tidene for kvar gong. Tilsvarande regel blir og brukt i olympiske leikar. Denne regelen blei innf rt fr a og med verdsmeisterskapet p  Hamar i 1995. Tidligere blei rekkjef lgja av deltakarne basert p  kun ein 500 meter for kvar deltakar. Bakgrunnen for regelen om at kvar deltakar skal g  to gonger er at det kan vere ein fordel   ha siste ytre sidan deltakarane har stor fart i siste sving og i indre bane er krumminga st rre enn i ytre bane.

I eit meisterskap med n deltakarar, la Y_i og Z_i vere tidene som deltakar nummer i brukar på dei to 500 meterane med siste ytre og siste indre i gitt rekkjefølgje. La vidare X vere talet på deltakarar av dei n som har raskast tid på 500 meteren med siste ytre, dvs. X er talet på deltakarar som har $Y_i < Z_i$. Vi går ut i frå at X er binomisk fordelt, dvs. $P(X = x) = b(x; n, p)$ der $p = P(Y_i < Z_i)$.

- a) Skriv opp dei føresetnadane som må vere oppfylte i situasjonen gitt ovanfor for at det skal vere korrekt at X er binomisk fordelt.

Dersom $n = 20$ og $p = 0.7$, finn sannsyna

$$P(X \leq 10) \quad \text{og} \quad P(X \geq 8 | X \leq 10).$$

- b) Skriv opp rimelegfunksjonen (likelihoodfunksjonen) for p og bruk denne til å vise at sannsynsmaksimeringsestimatoren for p blir

$$\hat{p} = \frac{X}{n}.$$

Vis at \hat{p} er ein forventingsrett estimator for p og at $\text{Var}(\hat{p}) = p(1 - p)/n$.

Vidare i denne oppgåva skal vi bruke resultatata frå 500 meteren for menn i olympiske leikar i Sochi i Russland i februar 2014 til å vurdere om det er grunnlag for å hevde at det er ein fordel å gå siste ytre. Her var det $n = 39$ deltakarar som fullførte begge 500 meterane, og av desse var det $x = 24$ som hadde raskaste tida si på 500 meteren med siste ytre.

I dei vidare utrekningane kan du om nødvendig gjere approksimasjonar, men du må i så fall grunngje desse.

- c) Formuler ein hypotesetest for situasjonen. Spesifiser H_0 og H_1 , velg ein høveleg testobservator og utlei ein regel som kan brukast til å trekkje slutningar når signifikansnivået er $\alpha = 0.05$.

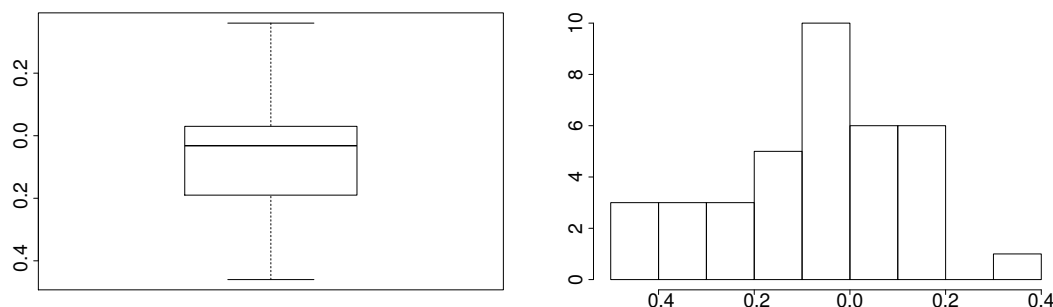
Kva blir konklusjonen av testen for resultatata frå Sochi.

Rekn og ut p -verdien for testen basert på resultatata frå Sochi.

Vi skal i resten av denne oppgåva kalle testen du formulerte over som Test 1. Ein kan formulere ein alternativ test for same situasjon, som vi skal kalle Test 2, ved å definere differansane

$$D_i = Y_i - Z_i \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n,$$

der Y_i og Z_i som før er tida for deltakar nummer i i 500 meterane med siste ytre og siste indre i gitt rekkjefølgje. Ein kan då lage ein test ved å ta utgangspunkt i $\bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i$.



Figur 1: Boxplott og histogram over differansene d_i for dei 37 deltakarene i 500 meter for menn i Sochi som ikkje datt. I boxplottet er differansene langs y -aksen, medan i histogrammet er differansene langs x -aksen.

- d) Formuler ein hypotesetest for situasjonen med utgangspunkt i \bar{D} . Spesifiser H_0 og H_1 , velg ein passende testobservator og utlei en regel som kan brukast til å trekkje slutningar når signifikansnivået er α .

Av dei 39 deltakarane i Sochi var det to som datt i ein av 500 meterane. Dersom vi ser bort fra desse to gjev resultatene i Sochi $n = 37$, $\sum_{i=1}^{37} d_i = -2.654$ og $\sum_{i=1}^{37} d_i^2 = 1.552$. Kva blir då konklusjonen av Test 2 med resultatata frå Sochi når $\alpha = 0.05$? Avrund om nødvendig til næraste fridomsgrad oppgjeve i tabellen.

Du får oppgjeve at teststyrken (sannsynet for å forkaste H_0 når H_1 er rett) for Test 2 når $n = 37$, $E(D_i) = -0.07$ og $\text{Var}(D_i) = 0.2^2$ er lik 0.67. Desse verdiane for $E(D_i)$ og $\text{Var}(D_i)$ er omlag kva ein får når ein estimerer basert på resultatata av dei 37 deltakarane i Sochi som ikkje datt. Det kan også nemnast at med desse verdiane for $E(D_i)$ og $\text{Var}(D_i)$ blir $p = P(Y_i < Z_i) = 0.64$ dersom ein går ut i frå at D_i er normalfordelt.

- e) Finn teststyrken for Test 1 når $n = 39$ og $p = 0.64$.

Figur 1 viser boxplot og histogram over d_i for dei 37 deltakarane i Sochi som ikkje datt. Diskuter basert på konklusjonene du fann for Test 1 og Test 2, dei utrekna teststyrkane for desse testane, samt plotta i Figur 1, kva du totalt sett ville konkludert med i den aktuelle situasjonen. Dei to deltakarane i Sochi som datt, datt begge i den 500 meteren der dei hadde siste indre. Har dette noko å seie for konklusjonen din?

Oppg ve 3 Estimering av standardavviket

For   vurdere kor nøyaktig ei ny m leprosedyre er, gjer ein n m lingar av same storleik. La X_1, X_2, \dots, X_n vere resultatane av desse m lingane, og g  ut i fr  at desse er eit tilfeldig utval fr  ei normalfordeling med forventning μ og standardavvik σ . Vi er her interesserte i verdien til σ , men vi skal g  ut i fr  at verdien til μ er ukjend.

La $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$. Fra pensum er det kjent at $S^2(n-1)/\sigma^2$ er kji-kvadratfordelt med $n-1$ fridomsgrader.

- a) Utlei eit $(1-\alpha)100\%$ konfidensintervall for σ^2 .

Utlei eit $(1-\alpha)100\%$ konfidensintervall for σ .

- b) Vis at dersom ein stokastisk variabel Y er kji-kvadratfordelt med v frihetsgrader, dvs. har sannsynstettleik

$$f(y) = \frac{1}{2^{\frac{v}{2}} \Gamma(\frac{v}{2})} y^{\frac{v}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}},$$

s  er

$$E(\sqrt{Y}) = \frac{\sqrt{2} \Gamma(\frac{v+1}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2})}.$$

- c) Bruk resultatet i forrige punkt til   unders ke om

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

er forventingsrett for σ . F resl  eventuelt ein estimator for σ der forventingsfeilen er korrigert.

Ein estimator $\hat{\theta}$ som over- og underestimerer θ med like stort sannsyn er sagt   vere medianrett. For kontinuerleg fordelte medianrette estimatorar er derfor $P(\hat{\theta} \leq \theta) = 1/2$. F resl  ein medianrett estimator for σ .