

Institutt for matematiske fag

## Eksamensoppgåve i TMA4245 Statistikk

**Fagleg kontakt under eksamen:** Ingelin Steinsland<sup>a</sup>, Torstein Fjeldstad<sup>b</sup>

**Tlf:** <sup>a</sup>92 66 30 96, <sup>b</sup>96 20 97 10

**Eksamensdato:** 24. mai 2017

**Eksamenstid (frå–til):** 09.00-13.00

**Hjelpemiddelkode/Tillatne hjelpemiddel:**

*Tabeller og formler i statistikk, Akademika,*

K. Rottmann: *Matematisk formelsamling,*

Kalkulator Casio fx-82ES PLUS, CITIZEN SR-270X, CITIZEN SR-270X College eller HP30S,

Gult stempla A5-ark med egne handskrivne notater.

**Annan informasjon:**

Alle svar skal grunngjevast og alle svar skal innehalde naturlege mellomrekningar.

**Målform/språk:** nynorsk

**Sidetal:** 4

**Sidetal vedlegg:** 0

**Kontrollert av:**

Informasjon om trykking av eksamensoppgåve

Originalen er:

1-sidig  2-sidig

svart/kvit  fargar

skal ha fleirvalskjema

\_\_\_\_\_

Dato

\_\_\_\_\_

Sign



**Oppgave 1 Klokkefabrikken**

Kvalitetsavdelinga i ein fabrikk som produserer klokker ynskjer å sjå nøyare på dei defekte klokkene som av og til kjem frå produksjonen. Dei bestemmer seg for å nytta  $k = 3$  defekte klokker i inspeksjonen. Frå ei produksjonsline kjem det ein kontinuerleg straum av klokker og kvar klokke som vert produsert har sannsyn  $p$  for å vera defekt, uavhengig av kvarandre.

La  $X$  vere det minste talet på klokker ein må inspiserer frå produksjonsstraumen frå produksjonslina for å identifisera eksakt  $k = 3$  defekte klokker. Me veit då at den tilfeldige variabelen  $X$  er negativ-binomisk fordelt med sannsynsfordeling

$$b^*(x; k, p) = \binom{x-1}{k-1} p^k (1-p)^{x-k} \quad ; \quad x = k, k+1, \dots$$

a) Anta i dette punktet at defektsannsynet er  $p = 0.1$  og rekn ut sannsyna

$$\begin{aligned} P(X > 3), \\ P(X < 6), \\ P(X \geq 6 | X > 3). \end{aligned}$$

Defektsannsynet  $p$  er no anteke ukjend og skal estimerast. Kvalitetsavdelinga gjenantar forsøket med å identifisera  $k = 3$  defekte klokker  $n$  gonger, og får eit tilfeldig utval:  $X_1, \dots, X_n$ . Basert på dette tilfeldige utvalet ynskjer ein å estimera  $p$ .

b) Utlei sannsynsmaksimeringsestimatoren  $\hat{p}$  for  $p$ , basert på det tilfeldige utvalet.

Anta no at klokkefabrikken faktisk har to separate produksjonsliner, namngjeve høvesvis  $A$  og  $B$  og med ulike defektsannsyn  $p_A$  og  $p_B$

Statistikaren i avdelinga får ein observasjon  $X = x$  på talet på klokker som må inspiserast før  $k = 3$  defekte er identifisert frå ei av de to produksjonslinene. Han veit ikkje om observasjonen er henta frå produksjonsline  $A$  eller  $B$ , så han antar derfor i utgangspunktet sannsyn 0.5 for kvart av høvene.

c) Nytt Bayes sin regel til å utleia eit uttrykk for sannsynet for at observasjonen kjem frå produksjonsline  $A$  gjeve at  $X = x$ .

La så  $p_A = 0.1$  og  $p_B = 0.2$ , samt  $x = 5$ , og rekn ut talsvaret for sannsynet for at observasjonen er frå produksjonsline  $A$ .

## Oppg ve 2 Bremseklossar

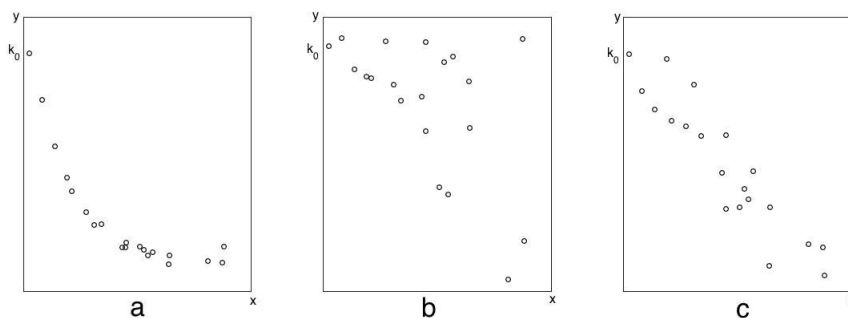
Ein bilprodusent vil evaluere slitasjen p  bremseklossane p  bilane som vert produsert. Ein definerer ein enkel line r regresjonsmodell,

$$Y = k_0 - \beta x + \epsilon,$$

der responsvariablen  $Y$  er tjukkeleiken p  bremseklossane, forklaringsvariablen  $x$  er talet p  kilometer k yrd,  $k_0$  er klosstjukkeleiken for ein ny bil og  $\beta$  er slitasjeraten. Feilleddet  $\epsilon$  antas   vera normalfordelt,  $n(\epsilon; 0, \sigma)$ . Me antar at  $k_0$  er kjend, medan raten  $\beta$  og variansen  $\sigma^2$  er ukjende modellparametrar som skal estimerast.

Bilprodusenten designar eit fors k for   estimera  $\beta$  og  $\sigma^2$ . Ei gruppe av  $n$  test-sj f r r k yrer ulike bilar over eit varierende tal p  kilometer og deretter m last klosstjukkeleiken. Dette definerer eit tilfeldig utval fr  modellen,  $(x_1, Y_1), \dots, (x_n, Y_n)$ .

I Figur 1 presenterast tre plott av moglege utfall  $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$  for  $n = 20$ .



Figur 1: Tre moglege utfall av fors ket i Oppg ve 2.

- a) For kva for eit av desse tre plotta i Figur 1 synast den enkle line re regresjonsmodellen definert over   vera ein god modell? Grunnge svaret.

Kvifor er ikkje modellen god for dei to andre plotta?

Den enkle line re regresjonsmodellen definert over m  naudsynleg vere approksimativ og gyldig berre for eit intervall av forklaringsvariablen  $x$ . Forklar kort kvifor.

- b) Bruk enten minste kvadraters metode eller sannsynsmaksimeringsprinsippet til å utleia ein estimator  $\hat{\beta}$  for  $\beta$  basert på det tilfeldige utvalet. Vis at estimatoren blir

$$\hat{\beta} = \frac{k_0 \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n x_i Y_i}{\sum_{j=1}^n x_j^2}.$$

Utlei uttrykk for forventningsverdien og variansen til  $\hat{\beta}$ .

Som estimator for  $\sigma^2$  basert på det tilfeldige utvalet er det rimeleg å nytta

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [Y_i - (k_0 - \hat{\beta}x_i)]^2.$$

Vidare er det oppgjeve at  $\hat{\beta}$  er normalfordelt, at

$$V = \frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2}$$

er kji-kvadratfordelt med  $(n-1)$  fridomsgrader, og at  $\hat{\beta}$  og  $V$  er uavhengige tilfeldige variabler.

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

Grei kort ut korleis konfidensintervallet kan nyttast til å testa om slitasje-raten er eksakt lik  $\beta_0$ .

### Oppgåve 3 Epledyrkaren fra Sogn

Ein bonde frå Sogn dyrkar eple. Han pakkar og sel epla i det som er nemnd '3-kilo-posar'. Talet på eple i kvar pose er sjølvsagt eit heiltal, så posane varierer naudsynleg i vekt. Ein tilfeldig pose veg  $X$  kilogram, der  $X$  er normalfordelt med forventning  $\mu$  og varians  $\sigma^2$ . Gå utifrå at  $\mu$  er ukjend og la  $\sigma^2 = 0.4^2$ . Det er sjølvsagt ynskjeleg at forventninga  $\mu$  er 3 kilogram.

Lageret til Rema 1000 på Sandmoen får eit stort billass med '3-kilo-posar' med eple frå bonden. Innkjøpsavdelingen på Rema 1000 ynskjer å kontrollera at posane er tunge nok. Dei tar eit tilfeldig utval på  $n = 3$  posar frå billasset, veg disse posane, og registrerer følgjande vekter:  $X_1, X_2, X_3$ . Ein rimelig estimator for forventa vekt  $\mu$  er

$$\hat{\mu} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i = \bar{X}.$$

- a) Estimatoren  $\hat{\mu}$  er normalfordelt, forklar kort med ord kvifor.

Utlei uttrykk for forventninga og variansen til denne normalfordelingen.

Er estimatoren  $\hat{\mu}$  forventningsrett? Grunnge svaret.

Forklar kort med ord kva det inneber at ein estimator er forventningsrett.

Innkjøpsavdelinga ynskjer å sikra seg at forventa vekt av posane,  $\mu$ , er minst 3 kilogram. Statistikaren i avdelinga formulerer vektkontrollen som eit hypotesetestingsproblem,

$$H_0 : \mu = 3 \text{ mot } H_1 : \mu < 3$$

og nyttar signifikansnivå  $\alpha = 0.05$  i ein test med estimatoren  $\hat{\mu}$  som testobservator.

- b) Utlei forkastningsområdet for  $\hat{\mu}$  med omsyn til hypotesane definert over.
- c) Utlei eit uttrykk for styrkefunksjonen for testen som blei definert i punkt b).

Skisser grafisk korleis styrkefunksjonen ser ut.

Dersom forventa vekt  $\mu$  er på kun 2.9 kilogram, så ynskjer statistikaren å avsløra at posane veg for lite med sannsyn minst 0.9. Rekn ut kor mange posar  $n$  det då må vere i det tilfeldige utvalet som hentast frå billasset.

Statistikaren fortset å leika seg litt med problemet etter arbeidstid. Han ser på den ordna versjonen av det tilfeldige utvalet,  $X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}$  i stigande orden. Deretter definerer han ein alternativ estimator for  $\mu$ ,

$$\tilde{\mu} = X_{(2)}$$

- d) Utlei eit uttrykk for sannsynsfordelinga til estimatoren  $\tilde{\mu}$ .

Vis at  $\tilde{\mu}$  er ein forventningsrett estimator for  $\mu$ .