

UNIVERSITETET I OSLO

Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet

Eksamen i: STK1100 — Sannsynlighetsregning og statistisk modellering
Eksamensdag: Tirsdag 31. mai 2016.
Tid for eksamen: 09.00 – 13.00.
Oppgavesettet er på 4 sider.
Vedlegg: Ingen
Tillatte hjelpemidler: Godkjent kalkulator og formelsamling for STK1100/STK1110

Kontroller at oppgavesettet er komplett før du begynner å besvare spørsmålene.

Nedenfor får du oppgitt følgende *øvre* kvantiler i standard normal fordelingen som kan brukes ulike steder i oppgavesettet.

| | | | | | | |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| α | 0.100 | 0.050 | 0.025 | 0.010 | 0.005 | 0.0025 |
| z_α | 1.281 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 2.807 |

Oppgave 1

Vi vil i denne oppgaven studere Laplace-fordelingen, som er en kontinuerlig fordeling for en stokastisk variabel X definert ved

$$f_X(x) = \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x-\mu|}{b}}; \quad -\infty < x < \infty.$$

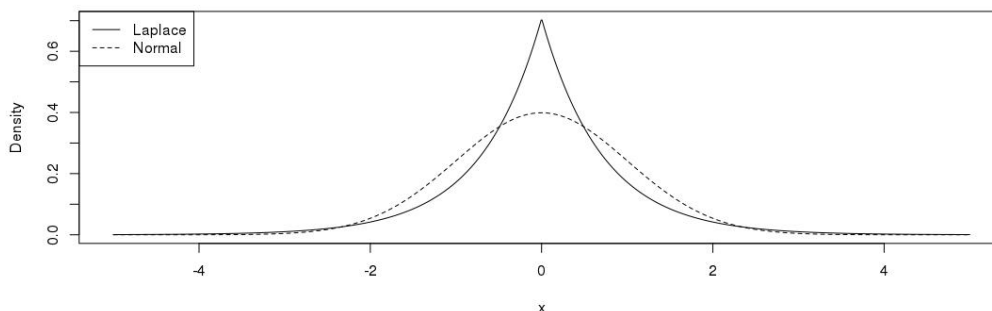
Man kan vise at den momentgenererende funksjonen for Laplace-fordelingen er gitt ved

$$M_X(t) = \frac{e^{\mu t}}{1 - b^2 t^2}$$

(dette behøver du ikke å vise).

Plottet på neste side viser Laplace-fordelingen for $\mu = 0$ og $b = 1/\sqrt{2}$ sammen med standard normalfordelingen.

(Fortsettes på side 2.)



- (a) Vis at både forventning og median er μ for Laplace-fordelingen.
- (b) Finn variansen $V(X)$ i Laplace-fordelingen.
- (c) Anta Z_1 og Z_2 er uavhengige og begge eksponentielt fordelt med parameter λ . Vis at $\mu + Z_1 - Z_2$ er Laplace-fordelt.
- (d) Foreslå en metode for å simulere (dvs generere på en datamaskin) en variabel fra Laplace-fordelingen.
(Du kan her anta at det finnes en metode for å generere en uniformt fordelt variabel).

Anta nå vi har observasjoner x_1, \dots, x_n som er observerte verdier av uavhengige identisk fordelte variabler X_1, \dots, X_n fra Laplace-fordelingen. Vi vil se på hvordan vi kan estimere μ . To mulige estimatører er

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

$$\tilde{\mu} = \text{median}(X_1, \dots, X_n)$$

Vi vil se på disse estimatorene basert på et datasett med $n = 49$, der dataene er angitt nedenfor.

| | | | | | | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|
| 5.36 | 4.32 | 0.41 | 0.63 | 1.33 | 0.32 | -3.13 | 2.35 | 5.35 | 3.71 |
| 6.40 | -1.81 | 1.67 | 1.86 | 2.22 | 1.89 | 4.47 | 7.36 | 4.89 | 1.50 |
| -0.54 | 0.60 | 2.99 | -3.37 | 12.05 | 2.21 | 2.00 | 2.48 | 3.78 | 0.11 |
| 0.10 | 0.88 | 1.33 | 1.80 | 2.21 | 2.87 | 1.69 | -0.44 | 2.61 | 0.48 |
| 2.75 | -0.16 | -3.63 | 5.97 | 3.61 | -0.03 | 2.11 | -0.27 | 2.33 | |

For disse dataene er $\hat{\mu} = 2.03$ mens $\tilde{\mu} = 1.895$.

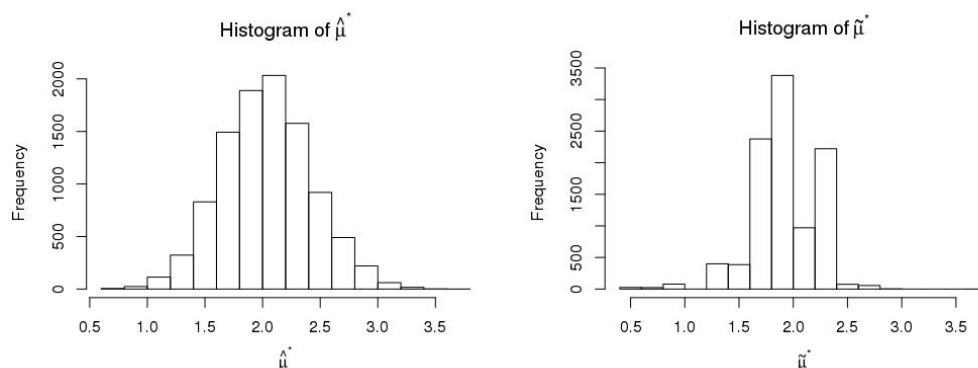
Ikke-parametrisk Bootstrapping kan benyttes for å estimere standardfeil for de to estimatorene. En kjøring med $B = 10000$ Bootstrap-simuleringer ga

$$\overline{\hat{\mu}}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\mu}_b^* = 2.0353, \quad \hat{\sigma}_{\hat{\mu}} = 0.391$$

$$\overline{\tilde{\mu}}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \tilde{\mu}_b^* = 1.9155, \quad \hat{\sigma}_{\tilde{\mu}} = 0.283$$

(Fortsettes på side 3.)

der $\hat{\mu}_b^*$ og $\tilde{\mu}_b^*$ er Bootstrap-simuleringer av $\hat{\mu}$ og $\tilde{\mu}$, henholdsvis. Plottet nedenfor viser også histogram av Bootstrap-simuleringene.



- (e) Forklar hvordan estimatene for standardfeilene ovenfor er konstruert. Diskuter hvorfor det kan være rimelig at standardfeilen for $\tilde{\mu}$ er mindre enn standardfeilen for $\hat{\mu}$ i dette tilfellet.
- (f) Basert på en antagelse om at både $\hat{\mu}$ og $\tilde{\mu}$ er tilnærmet normalfordelte, utled 95% konfidensintervaller for μ basert på hver av de to ulike estimatorene. Bruk de tall som er oppgitt for å spesifisere de to intervaller du får. Diskuter om de antagelser som ligger til grunn for utledningen av konfidensintervallene er rimelig for de to estimatorer.

Oppgave 2

En student besvarer en flervalgs oppgave som angir 5 mulige svaralternativer. Anta at sannsynligheten for at studenten vet svaret er r og at sannsynligheten for at studenten gjetter svaret er $1-r$. Anta også at hvis studenten gjetter, så er sannsynligheten for å gjette riktig svar 0.2. Vi antar også at hvis studenten vet svaret, så svarer hun korrekt.

- (a) Vis at sannsynligheten for at en student svarer riktig på oppgaven er $r + (1-r) \cdot 0.2$.
Hvis studenten svarer riktig, hva er sannsynligheten for at studenten visste det korrekte svaret?
Hva blir disse sannsynlighetene når $r = 0.6$?

Under midtveis-eksamen i STK1100 var det 238 besvarelser, hver med svar på 15 spørsmål, alle spørsmål hadde 5 alternativer. Av de totalt $238 \cdot 15 = 3570$ svar var 2433 riktige.

- (b) La X være antall riktige svar. Anta $X \sim \text{Binom}(3570, p)$.

Lag et estimat for p og et (tilnærmet) 99% konfidensintervall for p .

(Fortsettes på side 4.)

(c) Diskuter rimeligheten mhp den binomiske antagelsen i forrige delpunkt.

Vi vil nå konsentrere oss om den siste deloppgaven i midtveiseeksamenen. La Y være antall som besvarte denne deloppgaven riktig. Vi vil anta $Y \sim \text{Binom}(238, q)$.

Av de 238 besvarelsene var det 57 som svarte riktig. Et (tilnærmet) 95% konfidensintervall for q blir $[0.185, 0.294]$ (dette behøver du ikke å vise).

(d) Bruk informasjonen ovenfor til å lage et tilnærmet 95% konfidensintervall for sannsynligheten r diskutert i begynnelsen av denne oppgaven.

Er det noen grunn til å tro studentene kunne denne oppgaven?

Diskuter også om antagelsene som ligger til grunn er rimelige her.

Oppgave 3

Vi skal i denne oppgaven se på en bivariat sannsynlighetsfordeling for to kontinuerlige tilfeldige variabler (X, Y) der sannsynlighetstettheten er gitt ved

$$f(x, y) = \begin{cases} x + y, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$$

(a) Finn de marginale tetthetsfunksjonene til X og Y .

(b) Finn $P(X \geq 0.5 | Y \geq 0.5)$.