

TMA4240 Statistikk Høst 2017

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet Institutt for matematiske fag

Anbefalt øving 5 Løsningsskisse

Oppgave 1

a) Vi har at en gjennomlesing av teksten tilsvarer n repeterte forsøk, ett forsøk for hver skrivefeil i teksten. Hvert forsøk resulteterer i suksess (feilen oppdages) eller ikke-suksess (feilen oppdages ikke). Sannsynligheten for suksess er p, og denne er konstant for alle forsøkene. Vi må i tillegg anta at hvert ord leses uavhengig av alle andre ord i teksten, slik at forsøkene er uavhengige.

Vi har $\lambda=2$ og s=8 og ønsker å finne sannsynligheten for at antall trykkfeil, N, er større enn 10. Vi har $\mu=\lambda s=2\cdot 8=16$

$$P(N > 10) = 1 - P(N \le 10)$$

$$= 1 - \sum_{i=1}^{10} P(N = i)$$

$$= 1 - 0.0774$$

$$= 0.923.$$

Vi har nå gitt N = 12 og p = 0.6 og ænsker å finne sannsynligheten for at korrekturleseren oppdager alle trykkfeilene.

$$P(X = 12|N = 12) = {12 \choose 12} \cdot 0.6^{12} \cdot 0.4^{0}$$
$$= 0.6^{12}$$
$$= 0.0022.$$

b) $Y_k =$ antall trykkfeil som gjenstår etter k uavhengige gjennomlesninger. Vi finner først simultanfordelingen til Y_1 og N. Vi har

$$P(X = x | N = n) = \binom{n}{x} p^{x} (1 - p)^{n - x}, x = 0, 1, ..., n$$

Simultanfordelingen til Y_1 og N er da gitt ved

$$P(Y_1 = u, N = n) = P(Y_1 = u | N = n) \cdot P(N = n)$$

$$= P(N - X = u | N = n) \cdot P(N = n)$$

$$= P(X = n - u | N = n) \cdot P(N = n)$$

$$= \binom{n}{n - u} p^{n - u} (1 - p)^u \cdot P(N = n)$$

for $u = 0, 1, \dots$ og $n = u, u + 1, \dots$

Vi finner deretter marginalfordelingen til Y_1 .

$$P(Y_{1} = u) = \sum_{n=u}^{\infty} P(Y_{1} = u, N = n)$$

$$= \sum_{n=u}^{\infty} {n \choose n-u} p^{n-u} (1-p)^{u} e^{-\lambda s} \cdot \frac{(\lambda s)^{n}}{n!}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} {n+u \choose n} p^{n} (1-p)^{u} e^{-\lambda s} \cdot \frac{(\lambda s)^{n+u}}{(n+u)!}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!u!} p^{n} (1-p)^{u} e^{-\lambda s} (\lambda s)^{n+u}$$

$$= \frac{(\lambda s)^{u} e^{-\lambda s}}{u!} (1-p)^{u} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda p s)^{n}}{n!}$$

$$= \frac{(\lambda s)^{u} e^{-\lambda s}}{u!} (1-p)^{u} e^{\lambda p s}$$

$$= \frac{(\lambda s (1-p))^{u}}{u!} e^{-\lambda s (1-p)}.$$

Vi ser at marginalfordelingen til Y_1 er $Y_1 \sim \text{Poisson}(\lambda s(1-p))$.

Oppgave 2

- a) For hver deltaker har vi følgende situasjon:
 - Deltakeren får en serie oppgaver.
 - Hver runde har to mulige utfall: Deltakeren klarer ikke oppgaven og går ut av konkurransen (hendelse A), eller han/hun klarer oppgaven og går videre til neste runde (hendelse A').
 - Sannsynligheten for ikke å klare oppgaven, p = P(A), er lik i hver runde.
 - Resultatene fra hver runde er uavhengige.

Denne situasjonen svarer til en Bernoulli-forsøksrekke, der vi ikke bestemmer antall forsøk på forhånd, men repeterer forsøket (gir nye oppgaver) inntil første gang hendelsen A (klarer ikke oppgaven) inntreffer. Siden X er antall forsøk inntil A inntreffer første gang (deltakeren første gang ikke klarer oppgaven), er det rimelig å anta at X er geometrisk fordelt.

Sannsynligheten for at deltakeren går ut i første runde:

$$P(X = 1) = f(1) = p(1 - p)^{1 - 1} = p = \underline{0.10}$$

Sannsynligheten for at deltakeren fortsatt er med etter fem runder:

$$P(X > 5) = 1 - P(X \le 5) = 1 - F(5) = 1 - (1 - (1 - p)^5) = (1 - p)^5 = 0.90^5 = 0.59$$

Sannsynligheten for at deltakeren ikke klarer oppgaven i niende runde (X = 9), dersom deltakeren klarer oppgavene til og med femte runde (X > 5): Her bruker vi betinget sannsynlighet, og resultatet fra forrige spørsmål.

$$P(X = 9 \mid X > 5) = \frac{P(X = 9 \cap X > 5)}{P(X > 5)} = \frac{P(X = 9)}{P(X > 5)} = \frac{f(9)}{1 - F(5)}$$
$$= \frac{p(1 - p)^{9 - 1}}{(1 - p)^5} = p(1 - p)^3 = 0.10 \cdot 0.90^3 = \underline{0.073}$$

- **b**) Vi har følgende situasjon for hver oppgavelager:
 - Resultater for et visst antall $(n_1 \text{ eller } n_2)$ deltakere blir registrert
 - To mulig utfall: Deltakeren klarer færre enn fem oppgaver (hendelse C), eller ikke (dvs. klarer fem eller flere, hendelse C').
 - Sannsynligheten for C er lik i for hver deltaker.
 - Resultatene for hver deltaker er uavhengige.

Dette svarer til et binomisk forsøk, og Z_1 og Z_2 er dermed binomisk fordelte, med parametre som gitt i oppgaven.

Oppgave 3

a) X er en stokastisk variabel som beskriver antall korrekte svar på n=20 spørsmål på midtveiseksamen (flervalgsoppgave).

Betingelser for at X er binomisk fordelt:

- Vi ser på n=20 svar.
- For hvert svar sjekker vi om svaret er korrekt eller ikke.
- Sannsynligheten for at svaret er korrekt er $\frac{1}{m}$ fordi Ole tipper, og det er bare ett svar som er korrekt blant m mulig svar. Denne sannsynligheten er den samme for alle n svarene.
- De n svarene er uavhengige av hverandre, siden Ole tipper svaret på hvert spørsmål.

Under disse 4 betingelsene er X binomisk fordelt med parametere n=20 og $p=\frac{1}{m}$. Dermed er sannsynlighetsfordelingen til X gitt ved punktsannsynligheten f(x),

$$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, \qquad x = 0, 1, ..., n$$

Sannsynligheten for å svare korrekt på minst 8 spørsmål finner vi enklest ved tabelloppslag (s 17 i formelsamlingen). Vi gjør dette for de tre verdiene av m som er oppgitt, m = 2, 4, 5. (Grunnen til at disse tre verdiene er valgt er kun pga at de finnes i tabellen...)

$$\begin{array}{lll} m=2: P(X\geq 8) & = & 1-P(X\leq 7|p=0.5, n=20) = 1-0.132 = \underline{0.87} \\ m=4: P(X\geq 8) & = & 1-P(X\leq 7|p=0.25, n=20) = 1-0.898 = \underline{0.10} \\ m=5: P(X\geq 8) & = & 1-P(X\leq 7|p=0.2, n=20) = 1-0.968 = \underline{0.03} \end{array}$$

Forventningen til X er E(X) = np. Forventet antall korrekte svar for m = 2, 4, 5 blir da:

$$m = 2 : E(X) = 20 \cdot \frac{1}{2} = 10$$

 $m = 4 : E(X) = 20 \cdot \frac{1}{4} = 5$
 $m = 5 : E(X) = 20 \cdot \frac{1}{5} = 4$

b) G = spørsmålet er fra den delen av pensum som Ole kan godt,

M = spørsmålet er fra den delen av pensum som Ole kan middels godt,

D = spørsmålet er fra den delen av pensum som Ole kan dårlig,

K = Ole svarer korrekt på spørsmålet.

Venndiagram for de fire hendelsene:

G	M	D
	К	

Sannsynligheten for at Ole svarer korrekt på et tilfeldig valgt spørsmål, P(K), finner vi vet å bruke setningen om total sannsynlighet. Vi vet at G, M, D er en partisjon av utfallsrommet (det ser vi lett av venndiagrammet og at summen av sannsynlighetene er 1).

$$P(K) = P(K \cap G) + P(K \cap M) + P(K \cap D)$$

= $P(K|G) \cdot P(G) + P(K|M) \cdot P(M) + P(K|D) \cdot P(D)$
= $0.8 \cdot 0.3 + 0.4 \cdot 0.5 + 0.2 \cdot 0.2 = \underline{0.48}$

Bayes regel kan benyttes til å finne sannsynligheten for at spørsmålet var fra den delen av pensum som Ole kan dårlig, gitt at Ole svarte korrekt på spørsmålet.

$$P(D|K) = \frac{P(K \cap D)}{P(K)}$$
$$= \frac{P(K|D) \cdot P(D)}{P(K)} = \frac{0.2 \cdot 0.2}{0.48} = \underline{0.08}$$

Oppgave 4

X er hypergeometrisk fordelt med N=1000 turer, k=5 turer kjører transportfirmaet gjennom sentrum og N-k=995 utenom sentrum, og vi tar en stikkprøve av størrelse n=5. Betingelser:

- Et tilfeldig utvalg av størrelse n tas uten tilbakelegging fra N enheter. Her: et tilfeldig utvalg av n = 5 turer sjekket blant N turer som totalt kjøres.
- De N enhetene deles inn i to grupper, k suksesser og N-k flaskoer. Her: k=5 turer kjøres gjennom sentrum og N-k=995 turer kjøres utenom sentrum.
- X er antallet suksesser blant de n. Her: X er antall turer gjennom sentrum av de n=5 turene som ble sjekket.

Punktsannsynligheten i hypergeometrisk fordeling, N = 1000, k = 5, n = 5 er gitt som:

$$P(X=x) = \frac{\binom{5}{x}\binom{995}{5-x}}{\binom{1000}{5}}$$

og mulige verdier for x er 0, 1, 2, 3, 4, 5.

$$P(X=0) = \frac{\binom{5}{0}\binom{995}{5-0}}{\binom{1000}{5}} = 0.9752$$

Siden P(X=0) = 0.975 må x=0 være den verdien av x som gir høyest punktsannsynlighet (siden summen av alle punktsannsynligheter er 1 kan ingen annen punktsannsynlighet være større enn 1-0.975).

$$P(X=5) = \frac{\binom{5}{5}\binom{995}{0}}{\binom{1000}{5}} = \underline{1.21 \cdot 10^{-13}}$$

Til sammenligning er sannsynligheten for å vinne 7 rette i lotto $1.85 \cdot 10^{-7}.$

Kommentar 1: Når N er stor i forhold til n (boka nevner som tommelfingerregel at $n/N \le 0.05$, og her er jo 5/1000 = 0.005) så kan binomisk fordeling brukes som en tilnærming til hypergeometrisk fordeling når vi regner ut sannsynligheter. Da gjør vi n=5 forsøk og i hvert forsøk sjekker vi om transporten skjer gjennom bykjernen, $p=\frac{k}{N}=\frac{5}{1000}$ er sannsynlighet

for transport gjennom bykjernen, og X er antall transporter gjennom bykjernen for de n=5 undersøkt. Da kan punktsansynligheten til X tilnærmes med

$$P(X=x) = \binom{n}{x} (\frac{k}{N})^x (1 - \frac{k}{N})^{n-x} = \binom{5}{x} (\frac{5}{1000})^x (1 - \frac{5}{1000})^{5-x}$$

Videre er tilnærmet:

$$P(X = 0) = {5 \choose 0} (\frac{5}{1000})^0 (1 - \frac{5}{1000})^{5-0} = (1 - \frac{5}{1000})^5 = 0.975$$

$$P(X = 5) = {5 \choose 5} (\frac{5}{1000})^5 (1 - \frac{5}{1000})^{5-5} = (\frac{5}{1000})^5 = 3.125 \cdot 10^{-12}$$

Kommentar 2: Denne oppgaven er basert på en henvendelse fra en tidligere bygg-student, og er basert på faktiske forhold. Dog, transportfirmaet sa først at alle 1000 turene var kjørt utenom bykjernen og kun etter at de be møtt med fakta på at stikkprøve av 5 turer viste transport gjennom bykjernen så informerte de om at det kun var akkurat disse 5 turene (av de 1000) som hadde blitt kjørt gjennom bykjernen. La oss tenke oss at vi ser på dette som en hypotesetest, der vi ønsker å finne ut om det er grunn til å tro at transportfirmaet har kjørt mer enn k=5 av turene gjennom bykjernen:

$$H_0: k = 5 \text{ vs. } H_1: k > 5$$

P-verdien til testen ville vært å regne ut P(X=5) som vi har gjort i oppgaven, og denne er $1.21 \cdot 10^{-13}$, som ville ført til at vi forkastet nullhypotesen og ville tro at flere enn 5 transporter var kjørt gjennom bykjernen. Men, dette var ikke med i oppgaven.