

Rettevejledning til reeksamen i Økonometri A 2012-I, 2. år

Målbeskrivelse:

Kurset har som mål at introducere studerende til sandsynlighedsteori og statistik. Målet er, at de studerende efter at have gennemført faget kan:

- Forstå og benytte de vigtigste sandsynlighedsteoretiske begreber som: sandsynlighed, simultane-, marginale- og betingede sandsynligheder, fordeling, tæthedsfunktion, uafhængighed, middelværdi, varians og kovarians samt at selvstændigt kunne anvende disse begreber på konkrete problemstillinger

- Kende resultatet fra den centrale grænseværdi sætning

- Kende og genkende de mest anvendte diskrete og kontinuerte fordelinger som: Bernoulli, Binomial, Poisson, multinomial, negative binomial fordeling, hypergeometrisk, geometrisk, lige-, normal-, Chi-i-anden-, eksponential, gamma-, t-, F-fordeling samt at selvstændigt kunne arbejde med disse fordelinger i konkrete problemstillinger

- Forstå de vigtigste statistiske begreber som: tilfældige udvælgelse, likelihood funktionen, sufficiens, stikprøvefunktion, egenskaber ved stikprøvefunktion, estimation herunder maksimum likelihood og moment estimation, konsistens, konfidensinterval, hypoteseprøvning, teststørrelser, hypoteser, testsandsynlighed, signifikansniveau og type I og II fejl

- Være i stand til selvstændigt at gennemføre en simpel statistisk analyse, som involverer estimation, inferens og hypoteseprøvning, f.eks. sammenligning af middelværdien i to populationer eller uafhængighedstest for diskrete stokastiske variable.

- Indlæse og kombinere datasæt, lave nye variable, udtrække en stikprøve og udføre simple statistiske analyser ved hjælp af statistik-pakken SAS

- Beskrive resultatet af egne analyser og overvejelser i et klart og tydeligt sprog

Opgave 1

1. $Y_t \sim Poi(\lambda t)$, t er målt i dage

$$P(Y_{30} = 0) = \frac{(30\lambda)^0}{0!} e^{-30\lambda} = 0,1 \Rightarrow \lambda = 0,0768$$

$$E[Y_1] = 0,0768$$

2. For hver af de 3 typer som i1:

$$Y_t^1 \sim Poi(0,0768t)$$

$$Y_t^2 \sim Poi(0,0536t)$$

$$Y_t^3 \sim Poi(0,0999t)$$

Lad $Y_t = Y_t^1 + Y_t^2 + Y_t^3$ antallet af jobtilbud i alt uanset type.

$$Y_t \sim Poi(0,2303t)$$

$$P(Y_{10} = 0) = e^{-0,2303 \cdot 10} = 0.099959$$

3. Vi skal beregne sandsynlighed for at de ikke har fået et jobtilbud

$$P(Y_{60}^1 = 0) = e^{-0,0768 \cdot 60} = 0.01$$

$$P(Y_{60}^2 = 0) = e^{-0,0536 \cdot 60} = 0.04$$

$$P(Y_{60}^3 = 0) = e^{-0,0999 \cdot 60} = 0.0025$$

Dvs fordelingen mellem dem er 0.01 : 0.04 : 0.0025. Dvs. ca 19 pct. type 1, 76 pct. type 2, og 5 pct. type 3.

Opgave 2

1. For den første $E[X_1] = \frac{9}{25} \cdot 90 + \frac{6}{10} \cdot 110 + \frac{1}{25} \cdot 120 = 103.2$ og den anden $E[X_2] = \frac{5}{18} \cdot 100 + \frac{1}{18} \cdot 125 + \frac{7}{18} \cdot 130 = 120$
2. $Z = \max(X_1, X_2)$ Først opstilles udfaldsrummet for Z og ssh. funktionen.

Z	$f(Z)$
100	$\frac{1}{10}$
110	$\frac{1}{6}$
120	$\frac{1}{90}$
125	$\frac{1}{3}$
130	$\frac{7}{18}$
$E[Z] = 121.89$	

3. Først opstilles den simultane fordeling

	90	110	120
100	$\frac{1}{10}$	0	0
110	0	$\frac{1}{6}$	0
120	0	0	$\frac{1}{90}$
125	$\frac{3}{25}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{75}$
130	$\frac{7}{50}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{7}{450}$

$$E[X_1 Z] = 12594$$

$$Cov(X_1, Z) = 12594 - 121.89 \cdot 103.2 = 15.07$$

Opgave 3

På en motorvejsstrækning nord for København registreres en tilfældig dag (i løbet af en time) antallet af køretøjer,

der kører markant over hastighedsbegrænsningen.

I alt blev der registreret 1014 personer der kørte for stærkt.

De 1014 personer var fordelt med 710 mænd og 304 kvinder.

- Argumenter for at antallet af mænd der kørte for stærkt på strækningen kan beskrives med en binomialfordeling med sandsynlighedsparameter p .

Der er to udfald enten mand eller kvinde, det antages at være konstant sandsynlighed for at det er mand der kører for stærkt og endelig antages uafhængighed.

- Estimer sandsynlighedsparameteren i denne binomialfordeling og angiv egenskaberne for denne estimator

$\hat{p} = \frac{710}{1014} = 0,70$ Som er middelværdi og hvor variansen vil gå mod nul, når antallet af forsøg går mod uendelig.

Dermed er estimatoren konsistent

3. udregn et 95% konfidensinterval for denne estimator

$$\hat{p} \pm 1,96 \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} = 0,70 \pm 1,96 \sqrt{\frac{0,7(1-0,7)}{1014}} = 0,70 \pm 0,028 \quad (\text{s. 383 i B\&L})$$

Der bruges large sample confidence limits.

På den omtalte motorvejsstrækning er det observeret at andelen af mænd er $2/3$.

$H_0: p = 2/3$ $H_A: p$ forskellig fra $2/3$, men der må også gerne bruges ensidet alternativ

teststørrelse $Z = \frac{\hat{p} - 2/3}{\sqrt{\frac{2/3(1-2/3)}{1014}}} = 2,26$ (se side 432 i B&L). Teststørrelsen er approksimativ normalfordelt med middelværdi 0 og varians 1. Signifikanssandsynligheden bliver da (dobbelsidig test) = 2,4%. Så H_0 skal forkastes, hvilket også kan konkluderes ud fra konfidensintervallet i forrige spørgsmål.

4. Test om antallet af mænd, der er blevet målt til at have kørt for stærkt svarer til antallet mænd, der kører på denne strækning.

I nedenstående er antallet af personer, der har kørt for stærkt, yderligere blevet inddelt efter alder.

	alder 18-50	alder 50+	ialt
mænd	538	172	710
kvinder	239	65	304
	777	237	1014

5. test om der er uafhængighed mellem køn og alder.

Et uafhængighedstest klares hurtigt i SAS med programmet

```
data a;
input sex $ alder $ antal;
cards;
m ung 538
m gam 172
k ung 239
```

```

k gam 65
;
proc freq data=a;
table sex*alder/norow nocol nopercnt chisq;
weight antal;
run;

```

køres dette fås at teststørrelsen bliver 0,96 som er chi-i-anden fordelt med 1 frihedsgrad og signifikanssandsynligheden bliver 32%.

Der skal ikke forkastes og dermed er der tale om uafhængighed mellem køn og alder.

X_1 , X_2 er to uafhængige poissonfordelinger med parametre λ_1 og λ_2 . Her angiver X_1 antallet af mænd, der har overtrådt hastighedsbegrænsningen.

Tilsvarende med X_2 .

- her skal man bruge at summen af to uafhængige poissonfordelinger igen er poisson fordelt. Når man betinger med summen får man at gøre med en binomialfordeling

hvor $n = 1014$ og $p = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$. Dette spørgsmål må betragtes som værende vanskeligt og dette bør indgå i debømmelsen.

$$\begin{aligned}
 P(X = x) &= (1/x!) \lambda^x e^{-\lambda} \\
 P(X_1 = x_1 | X_1 + X_2 = x_1 + x_2) &= \frac{P(X_1 = x_1 \text{ og } X_2 = x_2)}{P(X_1 + X_2 = x_1 + x_2)} = \frac{(1/x_1!) \lambda_1^{x_1} e^{-\lambda_1} (1/x_2!) \lambda_2^{x_2} e^{-\lambda_2}}{(1/(x_1 + x_2)!) (\lambda_1 + \lambda_2)^{(x_1 + x_2)} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}} = \\
 &= \frac{(x_1 + x_2)! \lambda_1^{x_1} \lambda_2^{x_2}}{(x_1)! (x_2)! (\lambda_1 + \lambda_2)^{(x_1 + x_2)}} \frac{1}{(\lambda_1 + \lambda_2)^{(x_1 + x_2)}} = \\
 &= \binom{x_1 + x_2}{x_1} p^{x_1} (1 - p)^{x_2} \quad \text{hvor } p = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}
 \end{aligned}$$