

# UNIVERSITETET I OSLO

## Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet

Eksamensdag:	Tirsdag 18. desember 2007.
Tid for eksamen:	14.30 – 17.30.
Oppgavesettet er på 3 sider.	
Vedlegg:	Ingen
Tillatte hjelpeemidler:	Godkjent kalkulator og formelsamling for STK1100/STK1110 og for STK1120.

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

### Oppgave 1.

En eksponensiell klasse kan parametriseres ved tetthet / punktsannsynligheter på formen

$$f(y; \theta) = \exp(\theta y - c(\theta) + d(y))$$

- Vis at Poissonfordelingene kan bringes på denne formen.
- Vis at eksponensialfordelingene også kan skrives på denne formen.
- Finn forventning og varians i eksponensialfordelingen ved hjelp av karakteriseringen i punkt (b). Beskriv spesielt hvordan variansen avhenger av forventningen.
- En Paretofordelt  $Y$  variabel har kumulativ fordelingsfunksjon  $F(y; \theta) = 1 - (1/y)^\lambda$  når  $y > 1$ . Vis at  $V = \log(Y)$  er eksponensialfordelt med forventning  $\mu = 1/\lambda$ .
- Anta at  $Y_i, i = 1, \dots, n$  er uavhengige og Paretofordelte med parameter  $\lambda_i = \exp(\alpha + \beta x_i)$  for kjente kovariater  $x_i$ . Begrunn at man kan bruke et statistikkprogram med en vanlig implementasjon av generaliserte lineære modeller (GLM) som f.eks. R til å estimere parametrene  $\alpha$  og  $\beta$ .

(Fortsettes side 2.)

- (f) Man kan noe mer generelt definere eksponensielle klasser ved at tettheten kan skrives på formen

$$g(y; \theta) = \exp(\theta a(y) - c(\theta) + d(y))$$

Vis at med denne definisjonen tilhører Paretofordelingene den eksponensielle fordelingsklassen.

- (g) Anta at  $Y$  har tetthet på formen  $g(y; \theta) = \exp(\theta a(y) - c(\theta) + d(y))$ . Utled et uttrykk for tettheten til  $V = a(Y)$ . Angi spesielt sammenhengen med parametriseringen  $f(v; \theta)$  fra innledningen til denne oppgaven.

## Oppgave 2.

I denne oppgaven skal vi se på risikoen for dødelighet i den såkalte ”postneonatale perioden”, fra 28. levedag til ett-årsdag. Vi skal bare se på dødelighet av SIDS (Sudden infant death syndrome, plutselig spebarnsdød) og vi modellerer sannsynligheten for SIDS-død i perioden, gitt at barna ikke dør av en annen årsak, ved logistisk regresjon.

Vi skal spesielt se på hvordan SIDS-dødeligheten avhenger av fødselsår, kjønn og fødselsvekt. Fødselsår (**kohort**) er angitt som en kategorisk variabel med 5 nivåer der nivå 1 angir 1967-1974, nivå 2 1975-1979, nivå 3 1980-1984, nivå 4 1985-1989 og nivå 5 1990-1995. Kjønn (**kjonn**) er kodet som 1 for gutter og 2 for jenter. Fødselsvekt (**vekt**) benyttes som kontinuerlig variabel angitt i kilo.

- (a) Under er det gjengitt en R-utskrift av en devianstabell for dataene hvor endel størrelser er byttet ut med ”?”. Fyll ut verdiene som er byttet ut og forfolk resultatene. Når det gjelder p-verdier er det nok å angi om vi har statistisk signifikante effekter eller ikke.

Gi en begrunnelse for at signifikanstesting kan gjennomføres på bakgrunn av deviansanalysetabellen.

**Analysis of Deviance Table**  
Model: binomial, link: logit

	Df	Deviance	Resid.	Df	Resid.	Dev	P(> Chi )
NULL				570	1101.92		
vekt	?	?		569	842.33		?
factor(kohort)	?	?		?	527.74		?
kjonn	?	?		?	434.93		?
vekt:factor(kohort)	?	?		?	428.56		?
vekt:kjonn	?	?		?	428.37		?
factor(kohort):kjonn	?	?		?	413.05	0.0041	
vekt:factor(kohort):kjonn	?	?		?	407.80		?

- (b) Under er det gjengitt en R-utskrift hvor det bare er tatt hensyn til hovedeffektene av kovariatene **vekt**, **kjonn** og **kohort**. For **kohort** er det benyttet en hjørnepunktparametrisering med nivå 1967-1974 som referanse. Fortolk resultatene ved hjelp av odds-ratio-estimater avledet fra tabellen.

Beregn også et 95% konfidensintervall for odds-ratioen svarende til fødselsvekt.

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	-4.37607	0.15833	-27.639	< 2e-16 ***
vekt	-0.67110	0.03758	-17.859	< 2e-16 ***
kjonn	-0.47371	0.04981	-9.511	< 2e-16 ***
factor(kohort)2	0.56224	0.08629	6.515	7.25e-11 ***
factor(kohort)3	0.90941	0.08105	11.220	< 2e-16 ***
factor(kohort)4	1.07958	0.07743	13.943	< 2e-16 ***
factor(kohort)5	0.11049	0.08958	1.233	0.217
---				

- (c) Vi har så langt ignorert dodelighet av andre årsaker enn SIDS. Anta nå at det totalt er  $J$  ulike dødsårsaker og at vi har en multinomisk regresjonsmodell med  $J + 1$  utfall (inkludert de overlevende) med  $\pi_{ij}$  lik sannsynligheten for at individ  $i$  dør av årsak  $j = 1, \dots, J$  og  $\pi_{i0}$  lik sannsynlighet for at individ  $i$  overlever. Med kovariatvektorer  $x_i$  angis modellen ved

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\beta_j' x_i)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\beta_k' x_i)} \text{ for } j = 1, \dots, J$$

$$\pi_{i0} = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\beta_k' x_i)}$$

der  $\beta_j$  er vektorer av regresjonsparametre. Vi angir SIDS som årsak  $j = 1$ .

Vis at vi da har en vanlig logistisk regresjonsmodell for å dø av SIDS gitt at vi (som i punkt (a) og (b)) bare ser på de som dør av SIDS og de som overlever. Angi spesielt parametrene i denne logistiske regresjonsmodellen.

Diskuter ulemper og fordeler med å analysere dataene med logistisk regresjon framfor den fulle multinomiske regresjonsmodellen.

SLUTT