KØBENHAVNS UNIVERSITET



Det Natur- og Biovidenskabelige Fakultet

## Opsummering på kursusuge 1-4: (Ch. 1-7 i lærebogen)

Anders Tolver Institut for Matematiske Fag



#### Dagens program

Vi repeterer de fleste ting fra kursusuge 1-4.

- Lineær regression og ensidet ANOVA:
   Eksempel delvist beskrevet i lærebogens afsnit 14.1 (s. 388)
- R programmet: fokus på fortolkning af output og kobling til generelle begreber

Måske / hvis vi har tid

- (Video om) Prædiktion:
   Slide 28-35 + R-program fra 29/9-2021
- Lidt om nogle Generelle begreber:
   Modelspecifikation, modelfit, eksperimentelle vs. observationelle data mm.
- Mere om hypotestest (slides 27-34):
   Gennemgås kun via video som ligger på Absalon (fra 2020).



# Lineær regression og ensidet ANOVA: Ikke altid enten-eller



## Elektrisk ål, lever i Syamerika





## Lineær regression vs ensidet ANOVA

Vi har foreløbig skelnet ret skarpt mellem situationer hvor man kan bruger lineær regression og ensidet ANOVA. Men...

**Afsnit 14.1 (side 388):** Elektriske ål udsender elektriske signaler, men afhænger frekvensen af vandtemperaturen?

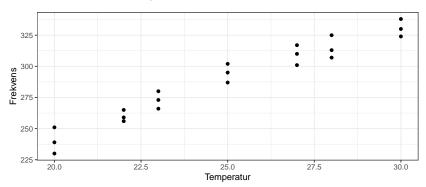
Data, ligger som **eels** i *isdals*:

- Syv vandtemperaturer, tre elektriske ål for hver temperatur
- Signalfrekvensen målt for hver af de 21 ål
- To variable: temp, freq

Datatyper? Tegn data! Hvilke modeller byder sig til?

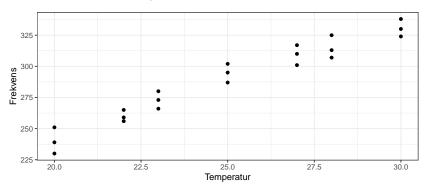


## Elektriske ål: Dataplot



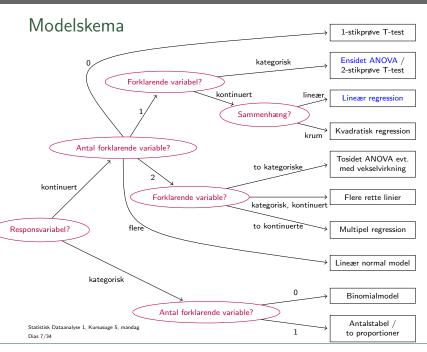


## Elektriske ål: Dataplot



- Ser rimeligt lineært ud → lineær regression er en mulighed
- Kan også tænke på temperatur som en inddeling af obs. i syv grupper → ensidet ANOVA er en mulighed







## Spørgsmål

Opskrive modellerne.

Kan vi estimere følgende størrelser vha. begge modeller?

- Forventet frekvens ved 22 grader
- Forventet frekvens ved 26 grader
- Forskel i forventet frekvens ved 20 og 30 grader
- Forskel i forventet frekvens ved temperaturstigning på 1 grad



## Spørgsmål

Opskrive modellerne.

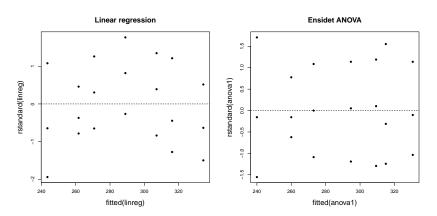
Kan vi estimere følgende størrelser vha. begge modeller?

- Forventet frekvens ved 22 grader
- Forventet frekvens ved 26 grader
- Forskel i forventet frekvens ved 20 og 30 grader
- Forskel i forventet frekvens ved temperaturstigning på 1 grad

Dette taler umiddelbart for den lineære regression. Men hvis nu sammenhængen ikke havde været approksimativt lineær, så...



#### Residualplots for de to modeller



#### Kommentarer?



#### Modellerne er nestede

Antagelserne om uafhængighed, normalfordelte restled og ens spredninger for alle observationer er helt ens for de to modeller.

Kun middelværdierne er forskellige for de to modeller:

- Ensidet ANOVA: Forventet frekvens er ens indenfor grupper, men der er ingen restriktioner på de syv middelværdier
- Lineær regression: Forventet frekvens er en lineær funktion af temperaturen

Lineariteten er en ekstra restriktion  $\rightarrow$  lineær regression er et specialtilfælde af ensidet ANOVA  $\rightarrow$  de to modeller er **nestede**.



Vi kan teste den simple model mod den mere komplekse model.

I dette tilfælde svarer dette til at teste hypotesen om at middelværdien vokser lineært med temperaturen:

$$H_0: \alpha_j = \gamma + \beta t_j$$

hvor  $\alpha_j$  er middelværdien i temperaturgruppe j, og  $\gamma$  og  $\beta$  er skæring og hældning.



Vi kan teste den simple model mod den mere komplekse model.

I dette tilfælde svarer dette til at teste hypotesen om at middelværdien vokser lineært med temperaturen:

$$H_0: \alpha_j = \gamma + \beta t_j$$

hvor  $\alpha_j$  er middelværdien i temperaturgruppe j, og  $\gamma$  og  $\beta$  er skæring og hældning.

- Vi får  $F_{\rm obs} = 0.70$  der skal vurderes i F-fordelingen (5, 14) frihedsgrader. Dette giver p-værdiern 0.63.
- Vi afviser ikke hypotesen; data passer fint med linearitet.

Dette test dur kun fordi vi har gentagelser for hver temperatur.



Et andet test for linearitet: Sammenlign en lineær og en kvadratisk regression.

- Lineær regression:  $y_i = \gamma + \beta \cdot t_i$
- Kvadratisk regression:  $y_i = \gamma + \beta \cdot t_i + \delta \cdot t_i^2$

Den lineære regressionsmodel er et specialtilfælde af den kvadratiske regressionsmodel svarende til at  $\delta=0$ .



Et andet test for linearitet: Sammenlign en lineær og en kvadratisk regression.

- Lineær regression:  $y_i = \gamma + \beta \cdot t_i$
- Kvadratisk regression:  $y_i = \gamma + \beta \cdot t_i + \delta \cdot t_i^2$

Den lineære regressionsmodel er et specialtilfælde af den kvadratiske regressionsmodel svarende til at  $\delta=0$ .

#### To muligheder:

- Fit den kvadratiske regression og se på t-testet for hypotesen  $H_0: \delta = 0$  vha. summary.
- Fit begge modeller, sammenlign dem med F-test vha. anova

Vi får p = 0.08, så heller ikke her kan vi ikke afvise linearitet.



## Opsummering

- Når der er gentagelser for hver værdi af x-variablen, kan vi både køre ensidet ANOVA og lineær regression
- Forskellen er om middelværdien antages at være lineær i x eller må være hvad som helst.
- Vi kan teste for linearitet ved at sammenligne de to modeller
- Man kan også teste for linearitet ved at sammenligne med kvadratisk regression—men kun hvis kvadratisk model er OK.



## R: lineær regressionsmodel

```
library(isdals)
data(eels)
linreg <- lm(freq ~ temp, data = eels)
summary(linreg)
##
## Call:
## lm(formula = freg ~ temp, data = eels)
##
## Residuals:
      Min
             1Q Median
                                     Max
## -13.492 -4.768 -1.952 6.048 13.048
##
## Coefficients:
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 61.6497 12.6431 4.876 0.000105 ***
            9.0921 0.5014 18.134 1.87e-13 ***
## temp
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 7.571 on 19 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9454, Adjusted R-squared: 0.9425
## F-statistic: 328.8 on 1 and 19 DF, p-value: 1.875e-13
```



#### R: ensidet ANOVA

```
eels <- transform(eels, tempFac = factor(temp))
anova1 <- lm(freq ~ tempFac, data=eels)
summary(anova1)
##
## Call:
## lm(formula = freq ~ tempFac, data = eels)
## Residuals:
      Min
                1Q Median 3Q
                                        Max
## -10.0000 -6.6667 -0.6667 7.0000 11.0000
##
## Coefficients:
##
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 240.000
                          4.551 52.732 < 2e-16 ***
## tempFac22 20.000 6.437 3.107 0.007720 **
## tempFac23 33.000
                          6.437 5.127 0.000154 ***
## tempFac25 54.667
                          6.437 8.493 6.78e-07 ***
## tempFac27 69.333
                          6.437 10.772 3.69e-08 ***
## tempFac28 75.000
                          6.437 11.652 1.36e-08 ***
## tempFac30 90.667
                          6.437 14.086 1.17e-09 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 7.883 on 14 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9564, Adjusted R-squared: 0.9377
## F-statistic: 51.14 on 6 and 14 DF, p-value: 1.004e-08
```



#### R: test for linearitet mod ensidet ANOVA

```
anova(linreg, anova1)
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: freq ~ temp
## Model 2: freq ~ tempFac
## Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
## 1 19 1089
## 2 14 870 5 219.02 0.7049 0.6292
```



#### R: test for linearitet mod kvadratisk model

```
kvreg <- lm(freq ~ temp + I(temp^2), data=eels)</pre>
summary(kyreg)$coefficients
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -126.2885503 102.3259298 -1.234179 0.233007469
## temp
         24.3929671 8.2876571 2.943289 0.008692145
## I(temp^2) -0.3060172 0.1654839 -1.849227 0.080916950
anova(linreg, kvreg)
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: freq ~ temp
## Model 2: freq ~ temp + I(temp^2)
              RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
    Res.Df
## 1 19 1089.02
       18 915.16 1 173.86 3.4196 0.08092 .
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```



# Modelspecifikation, modelfit, eksperimentelle/observationelle data



Flere muligheder men fortæl altid hvad de indgående variable dækker over.

1. Opskriv en ligning for observation *i* og angiv antagelserne for restleddene:

$$y_i = middelværdi_i + e_i$$

hvor 
$$e_1, \ldots, e_n$$
 er iid.  $N(0, \sigma^2)$ .

Det relevante udtryk for middelværdien skal indsættes!



Flere muligheder men fortæl altid hvad de indgående variable dækker over.

1. Opskriv en ligning for observation *i* og angiv antagelserne for restleddene:

$$y_i = middelværdi_i + e_i$$

hvor 
$$e_1, \ldots, e_n$$
 er iid.  $N(0, \sigma^2)$ .

Det relevante udtryk for middelværdien skal indsættes!

2. Skriv at  $y_i$ 'er er uafhængige og at  $y_i$  er normalfordelt med middelværdi \*\*\* og spredning  $\sigma$ .

Det relevante udtryk for middelværdien skal indsættes!



Flere muligheder men fortæl altid hvad de indgående variable dækker over.

1. Opskriv en ligning for observation *i* og angiv antagelserne for restleddene:

$$y_i = middelværdi_i + e_i$$

hvor 
$$e_1, \ldots, e_n$$
 er iid.  $N(0, \sigma^2)$ .

Det relevante udtryk for middelværdien skal indsættes!

- 2. Skriv at  $y_i$ 'er er uafhængige og at  $y_i$  er normalfordelt med middelværdi \*\*\* og spredning  $\sigma$ .
  - Det relevante udtryk for middelværdien skal indsættes!
- Fortæl hvilken slags analyse der er tale om, hvilken variabel der bruges som responsvariabel og hvilken/hvilke variable der bruges som forklarende variabel/variable.



## Eksempel: Lineær regression - elektriske ål

1. Hvis freq $_i$  og temp $_i$  er frekvens og vandtemperatur for målinger på ål i, så antager vi at

$$\mathsf{freq}_i = \alpha + \beta \cdot \mathsf{temp}_i + e_i$$

hvor  $e_1, \ldots, e_n$  er iid.  $N(0, \sigma^2)$ .

- 2. Frekvensen (freq) for ålene er uafhængige og frekvensen for ål i er normalfordelt med middelværdi  $\alpha+\beta\cdot {\sf temp}_i$  og spredning  $\sigma.$  Her angiver temp vandtemperaturen.
- 3. Vi bruger en lineær regressionsmodel med frekvens som responsvariabel og vandtemp. som forklarende variabel.



- Det skal, på den ene eller den anden måde, være klart hvad du bruger som responsvariabel og forklarende variabel/variable.
- Hvis du bliver bedt eksplicit om at redegøre for forudsætningerne i modellen, så er mulighed 3 ikke godt nok.
- Hvis du senere refererer til parametre, fx  $\mu$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\alpha_1, \ldots, \alpha_k$ : Det skal være klart fra modelopskrivning eller anden tekst hvad parameteren dækker over.
- Ensidet ANOVA:  $y_i = \alpha_{g(i)} + e_i$ . Her er g den funktion som tager obs.nummer og fortæller hvilken gruppe obs. kommer fra.



## Hvad betyder det at fitte en model?

- At fitte en model betyder bare at køre den relevante lm-kommando
- Kig altid på et summary af modellen og check at det ser ud som du forventer, fx at antal parametre er korrekt.
- Bagefter kan du lave modelkontrol og overveje hvad der er relevant at kigge nærmere på



#### Hvad betyder det at udføre en ensidet ANOVA?

At lave/udføre en ensidet ANOVA dækker over hele analysen:

- Overvejelser om model (hvilke variable)
- Modelfit + modelkontrol
- Typisk en overall sammenligning af alle grupperne
- Angivelse af relevante estimater, SE'er, konfidensintervaller
- Evt. relevante parvise sammenligninger



#### Hvad betyder det at udføre en ensidet ANOVA?

At lave/udføre en ensidet ANOVA dækker over hele analysen:

- Overvejelser om model (hvilke variable)
- Modelfit + modelkontrol
- Typisk en overall sammenligning af alle grupperne
- Angivelse af relevante estimater, SE'er, konfidensintervaller
- Evt. relevante parvise sammenligninger

Har indtil videre været lidt sløset med terminologien og brugt *ensidet ANOVA* til også at dække data-setup, modellen og andre enkeltdele.

Ved eksamen: Jeg kunne i princippet fortsætte og blot sige *Analyser data* — men det gør jeg ikke. I skal svare på specifikke spørgsmål.



## Eksperimentielle data

Vi har mest snakket om **data fra eksperimenter** eller på anden måde kontrolleret dataindsamling:

- (Nogenlunde) veldefinerede populationer
- Randomisering for at undgå utilsigtet sammenblanding af effekter (konfundering)
- Vi kan lave kausale konklusioner, altså konklusioner om årsagssammenhænge: y ændrer sig fordi vi har ændret på ...



#### Observationelle data

Vi har ikke kigget på observationelle data:

- Ingen kontrol over den forklarende variabel
- Registerdata og andre situationer hvor vi ikke kan, eller det ikke er etisk OK at lave interventioner (fx effekt af rygning)
- Data vedr. økonomi er oftest observationelle(!)
- Vi kan snakke om associationer mellem variable og lave prædiktioner, men ikke umiddelbart lave kausale konklusioner

Det er et hot emne i statistiskforskning, hvilke konklusioner man faktisk kan komme med når man har observationelle data (og hvordan man bør gøre det)



#### Grænselandet

Vi har bevæget os lidt på grænsen mellem de to i lineær regression, fx i eksemplet med kattes krops- og hjertevægt.

Vi har målt begge dele på kattene, uden kontrol over

- kropsvægten. Variable indgår symmetrisk i dataindsamlingen.
- Vi kan ikke sige at hjertevægten stiger fordi kropsvægten stiger.
- Sagen er snarere at der er en ikke-målbar variabel, størrelse, der påvirker begge dele. Confounder.
- Vi kan dog godt tale om sammenhæng/association, lave prædiktioner, og estimere forskelle i Hwt ved forskelle i Bwt.

#### Hjemmeopgave:

Hvordan kunne man lave et (uetisk?) eksperiment for at undersøge, om hjertevægten stiger som en konskevens af øget kropsvægt?



## Mere om hypotesetest



## Hypotesetest

#### Ingredienser i et hypotesetest:

- Signifikansniveau, som regel 0.05
- Nylhypotesen, H<sub>0</sub>
- Teststørrelse: T eller F (der findes andre...)
- p-værdi: Sandsynligheden for at få data der passer lige så dårligt eller dårligere med  $H_0$  hvis  $H_0$  faktisk er sand
- Konklusion: Forkaster  $H_0$  hvis p < signikansniveau, ellers ikke



## Den alternative hypotese, $H_A$

Faktisk er der en ingrediens mere, den alternative hypotese  $H_A$ .

 $H_A$  angiver det der er sandt hvis  $H_0$  er falsk, altså det vi konkluderer hvis vi afviser hypotesen.

#### Eksempler:

- $H_0: \mu = 0 \text{ og } H_A: \mu \neq 0$
- $H_0: \alpha_1 = \cdots = \alpha_k$  og  $H_A:$  mindst to  $\alpha_j$ 'er er forskellige



## Den alternative hypotese, $H_A$

Faktisk er der en ingrediens mere, den alternative hypotese  $H_A$ .

 $H_A$  angiver det der er sandt hvis  $H_0$  er falsk, altså det vi konkluderer hvis vi afviser hypotesen.

#### Eksempler:

- $H_0: \mu = 0 \text{ og } H_A: \mu \neq 0$
- $H_0: \alpha_1 = \cdots = \alpha_k$  og  $H_A:$  mindst to  $\alpha_j$ 'er er forskellige

Sommetider bruges mere specifikke alternativer, fx  $H_A$ :  $\mu > 0$ .

Så taler negative værdier af  $\hat{\mu}$  for hypotesen, ikke imod hypotesen, uanset hvor langt væk fra 0 den ligger.

Hvis man ikke specificerer  $H_A$  eksplicit, mener man blot "det modsatte af  $H_0$ , sådan som vi har gjort indtil nu.



#### Hypoteser er restriktioner på modellen

En hypotese består af en eller flere restriktioner på den statistiske model. Eksempler:

- En parameter har en specifik, præspecificeret værdi
- Flere parametre er ens (uden at den fælles værdi angives)



## Hypoteser er restriktioner på modellen

En hypotese består af en eller flere restriktioner på den statistiske model. Eksempler:

- En parameter har en specifik, præspecificeret værdi
- Flere parametre er ens (uden at den fælles værdi angives)

I normalfordelingsmodellerne kan alle sådanne hypoteser testes med F-test.

Hvis hyotesen kan beskrives med en et enkelt lighestegn, fx  $\mu=0$  eller  $\alpha_3=\alpha_4$ , så kan man også benytte et t-test.



## Hypoteser er restriktioner på modellen

En hypotese består af en eller flere restriktioner på den statistiske model. Eksempler:

- En parameter har en specifik, præspecificeret værdi
- Flere parametre er ens (uden at den fælles værdi angives)

I normalfordelingsmodellerne kan alle sådanne hypoteser testes med F-test.

Hvis hyotesen kan beskrives med en et enkelt lighestegn, fx  $\mu=0$  eller  $\alpha_3=\alpha_4$ , så kan man også benytte et t-test.

I tilfælde, hvor man kan begge begge dele gælder at *p*-værdien er altid den samme for *t*-testet of *F*-testet.

Se eksempel om elektriske ål!



#### Nestede modeller

Den statistiske model + hypotesen beskriver en ny statistisk model. Denne model kaldes nulmodellen (null model).

Nulmodellen er altså et specialtilfælde af den oprindelige model, eller en undermodel (sub model). Modellerne er **nestede**.



#### Nestede modeller

Den statistiske model + hypotesen beskriver en ny statistisk model. Denne model kaldes nulmodellen (null model).

Nulmodellen er altså et specialtilfælde af den oprindelige model, eller en undermodel (sub model). Modellerne er **nestede**.

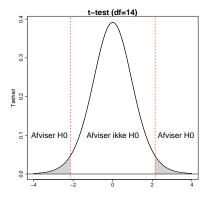
#### Vi kan teste den simple model mod den mere komplekse:

- Udgangspunktet er at den oprindelige model er OK
- Hypotesen er at den simple model kan beskriver data lige så godt som den mere komplekse
- Hvis hypotesen forkastes, konkluderer vi at den komplekse model faktisk beskriver data bedre end den simple

Hvordan? Fit begge modeller med 1m, og udfør testet med anova. Se eksempel med elektriske ål.



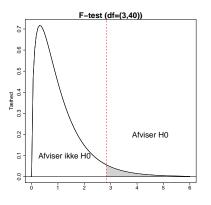
## Hvornår afviser vi hypotesen ved et t-test?



- Store og små værdier **kritiske** (fører til afvisning af  $H_0$ )
- Streger: 2.5% og 97.5% fraktilen i den relevante *t*-fordeling
- Afviser  $H_0$  hvis  $T_{
  m obs}$  er længere fra 0 end disse værdier



## Hvornår afviser vi hypotesen ved et *F*-test?



- Store værdier **kritiske** (fører til afvisning af  $H_0$ )
- Streg: 95% fraktilen i den relevante *F*-fordeling
- Afviser  $H_0$  hvis  $F_{\rm obs}$  er større end denne værdi



## Shiny apps

Prøv evt. to **shiny apps** der giver en fornemmelse for hvilke datasæt der fører til afvisning/accept af hypotese:

- t-test i en enkelt stikprøve: http://shiny.science.ku.dk/HS/ttest/
- F-test for sammenligning af 4 grupper: http://shiny.science.ku.dk/HS/ftest/

Leg med stikprøvestørrelser, parameterværdier, hypotesen, og se hvad der sker nåt hypotesen er sand hhv. falsk.

