#### Introduktion til Statistik

#### Forelæsning 9: Multipel lineær regression

#### Peder Bacher

DTU Compute, Dynamiske Systemer Bygning 303B, Rum 010 Danmarks Tekniske Universitet 2800 Lyngby – Danmark e-mail: pbac@dtu.dk

Forår 2021

## Kapitel 6: Multipel lineær regressions analyse

#### Multipel lineær regressionsmodel

- Flere variabler: Y, x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>, ...
   (y afhængig/respons var. og x'er er forklarende/uafhængige var.)
- Mindstekvadraters rette plan (et plan da der er >2 dimensioner)

#### Inferens for en multipel lineær regressionmodel

- Statistisk model:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \ldots + \beta_p x_{p,i} + \varepsilon_i$
- ullet Estimation af konfidensintervaller og tests for eta'er
- Konfidensintervaller for modellen (middelplanet)
- Prædiktionsintervaller for nye punkter
- $\bullet$   $R^2$  er andelen af den totale variationen som er forklaret af modellen

#### Model validering af antagelser ved residual analyse

- Normalfordeling? q-q plots af residualer
- Uafhængighed? Plot residualer mod prædikterede værdier  $\hat{y}_i$  og inputs  $x_{i,i}$

## Chapter 6: Multiple linear Regression Analysis

#### Multipel lineær regressionsmodel

- Many quantitative variables: y,  $x_1$ ,  $x_2$ , ... (y is the dependent/response var. and x's are explanatory/independent var.)
- Calculating least squares surface (a plane surface since there are >2 dimensions)

#### Inferences for a the multiple linear regression model

- Statistical model:  $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \ldots + \beta_2 x_{p,i} + \varepsilon_i$
- ullet Confidence interval estimation and test for the eta's
- Confidence interval for the model (the mean surface)
- Prediction interval for new points
- $\bullet$   $R^2$  expresses the proportion of the total variation explained by the linear fit

#### Model validation of assumptions with residual analysis

- Normal distribution? q-q plots of residuals
- Independence? Plot residuals against predicted values  $\hat{y}_i$  and inputs  $x_{i,i}$

#### Oversigt

- Warm up med lidt simpel lineær reg.
- Multipel lineær regression
- Modeludvælgelse
- Residual analyse (model kontrol)
- 6 Kurvelinearitet
- 6 Konfidens- og prædiktionsintervaller
- Kollinearitet

#### Eksempel: Ozon koncentration

Vi har givet et sæt af sammenhængende målinger af: ozon koncentration (ppb), temperatur, solindstråling og vindhastighed:

ozone	radiation	wind	temperature	month	day
41	190	7.4	67	5	1
36	118	8.0	72	5	2
:	:	:	:	:	:
18	131	8.0	76	9	29
20	223	11.5	68	9	30

## Eksempel: Ozon koncentration

```
## Se info om data
?airquality
## Indles data
Air <- airquality
## Fiern rækker hvor der er mindst en NA værdi
Air <- na.omit(Air)
## Fiern en outlier
Air <- Air[-which(Air$0zone == 1), ]
## Se lige på empirisk tæthedsfunktion
hist(Air$Ozone, probability=TRUE, xlab="Ozon", main="")
## Koncentrationer er positive og meget højre-skæv fordeling, derfor log transformer
Air$logOzone <- log(Air$Ozone)
## Bedre endf?
                                                                                        airquality data
hist(Air$logOzone, probability=TRUE, xlab="log Ozon", main="")
## Lav en tid (R tidsklasse, se ?POSIXct)
Air$t <- ISOdate(1973, Air$Month, Air$Day)
                                                                            logOzon
## Behold kun nogle af kolonnerne
Air \leftarrow Air[,c(7,4,3,2,8)]
## Nye navne på kolonnerne
names(Air) <- c("logOzone", "temperature", "wind", "radiation", "t")</pre>
## Huad er der i Air?
str(Air)
Air
head(Air)
tail(Air)
                                                                                                  radiation
## Typisk vil man starte med et pairs plot
pairs(Air, panel = panel.smooth, main = "airquality data")
```

#### Eksempel: Ozonkoncentration

- Lad os se på sammenhængen mellem log ozon koncentrationen og temperaturen
- Brug en simpel lineær regressionsmodel

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$
 ,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  og i.i.d.

hvor

- $Y_i$  er log ozonkoncentrationen for måling i
- $x_i$  er temperaturen ved måling i

## Fit simpel lineær regressions model i R

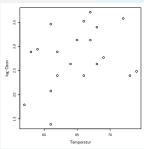
# Antag at vi kun havde de første 20 datapunkter Er der afhængighed?

```
## Start med at sige at vi har 20 datapunkter
Air20 <- Air[1:20, ]

## Se på sammenhængen mellem log(ozon) og temperatur
plot(Air20$temperature, Air20$log0zone, xlab="Temperatur", ylab="log 0zon")

## Korrelation
```

## Korrelation
cor(Air20\$logOzone, Air20\$temperature)



#### Spørgsmål om signifikant korrelation (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
## Se om der er signifikant korrelation med 20 observationer
summary(lm(logOzone ~ temperature, data=Air20))
##
## Call:
## lm(formula = logOzone ~ temperature, data = Air20)
##
## Residuals:
      Min
              10 Median
                                      Max
## -1.2476 -0.4560 0.0559 0.4154 0.8550
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) 0.3494
                         1.8483
                                     0.19
                                              0.85
## temperature 0.0375
                         0.0284 1.32 0.20
##
## Residual standard error: 0.6 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.0883, Adjusted R-squared: 0.0377
## F-statistic: 1.74 on 1 and 18 DF, p-value: 0.203
```

Er der signifikant korrelation mellem logOzone og temperature på 5% signifikansniveau?

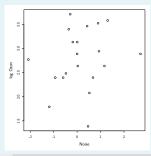
```
A: Ja B: Nej C: Ved ikke
```

Svar B: Nej, da *p*-værdien for  $H_0$ :  $\beta_1 = 0$  er 0.20 > 0.05, dvs.  $H_0$  accepteres

#### Tilføj en vektor med tilfældige værdier

Simuler 20 *uafhængige stokastiske variable* og tilføj til data.frame Er der sammenhæng?

```
## Er der signifikant lineær sammenhæng (korrelation)?
Air20$noise <- rnorm(20)
plot(Air20$noise, Air20$log0zone, xlab="Noise", ylab="log 0zon")
cor(Air20$noise, Air20$log0zone)</pre>
```



#### Spørgsmål om signifikant korrelation (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
## Se om der er signifikant korrelation med 20 observationer
summary(lm(logOzone ~ noise, data=Air20))
##
## Call:
## lm(formula = logOzone ~ noise, data = Air20)
## Residuals:
      Min
              1Q Median 3Q
                                     Max
## -1 4344 -0 2721 -0 0303 0 4557 0 9819
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 2.766
                      0.140 19.71 1.2e-13 ***
## noise
           0.117 0.138 0.85 0.41
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.62 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.0382, Adjusted R-squared: -0.0152
## F-statistic: 0.715 on 1 and 18 DF, p-value: 0.409
```

Er der signifikant korrelation mellem logOzone og noise på 5% signifikansniveau?

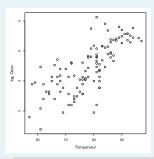
```
A: Ja B: Nej C: Ved ikke
```

Svar B: Nej, da p-værdien for  $H_0$ :  $\beta_1 = 0$  er 0.41 > 0.05, dvs.  $H_0$  accepteres

## Fit simpel lineær regressions model i R

Nu tager vi alle observationer med. Er der sammenhæng?

```
## Er der signifikant lineær sammenhæng (korrelation)?
plot(Air$temperature, Air$logOzone, xlab="Temperatur", ylab="log Ozon")
cor(Air$temperature, Air$logOzone)
```



#### Spørgsmål om signifikant korrelation (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
## Se om der er signifikant korrelation med ALLE 110 OBSERVATIONER
summary(lm(logOzone ~ temperature, data=Air))
##
## Call:
## lm(formula = logOzone ~ temperature, data = Air)
## Residuals:
      Min
             1Q Median 3Q Max
## -1.6303 -0.3331 0.0115 0.3455 1.4843
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -1.49997 0.43485 -3.45 8e-04 ***
## temperature 0.06345 0.00554 11.46 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.54 on 108 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.549, Adjusted R-squared: 0.544
## F-statistic: 131 on 1 and 108 DF, p-value: <2e-16
```

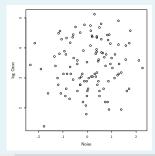
Er der signifikant korrelation mellem logOzone og temperature på 5% signifikansniveau?

```
A: Ja B: Nej C: Ved ikke Svar A: Ja, da p-værdien for H_0: \beta_1=0 er 2\cdot 10^{-16}<0.05, dvs. H_0 forkastes
```

#### Tilføj en vektor med tilfældige værdier

Simuler 110 *uafhængige stokastiske variabler* og tilføj. Er der sammenhæng?

```
## Tilføj en vektor med normalfordelte tilfældige værdier
## Er der signifikant lineær sammenhæng (korrelation)?
Air$noise <- rnorm(nrow(Air))
plot(Air$noise, Air$logOzone, xlab="Noise", ylab="log Ozon")
cor(Air$noise, Air$logOzone)</pre>
```



## Spørgsmål om signifikant korrelation (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
## Test om der er signifikant korrelation med ALLE 110 OBSERVATIONER
summary(lm(logOzone ~ noise, data=Air))
##
## Call:
## lm(formula = logOzone ~ noise, data = Air)
## Residuals:
      Min
              1Q Median 3Q
                                     Max
## -1 9409 -0 5705 -0 0068 0 6247 1 6657
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 3.4396 0.0775 44.38 <2e-16 ***
         0.0634 0.0820 0.77 0.44
## noise
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.81 on 108 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.0055, Adjusted R-squared: -0.0037
## F-statistic: 0.598 on 1 and 108 DF, p-value: 0.441
```

## Er der signifikant korrelation mellem logOzone og noise på 5% signifikansniveau?

```
A: Ja B: Nej C: Ved ikke
```

Svar B: Nej, da *p*-værdien for  $H_0$ :  $\beta_1 = 0$  er 0.44 > 0.05, dvs.  $H_0$  accepteres

#### Simpel lineær regressionsmodel til de to andre variabler

#### Vi kan også lave en simpel lineær regressionsmodel med de to andre variabler

```
## Simpel linear regressionsmodel med vindhastigheden
plot(Air$wind, Air$logOzone, xlab="Vindhastighed", ylab="log Ozon")
cor(Air$wind, Air$logOzone)
summary(lm(logOzone ~ wind, data=Air))

## Simpel linear regressionsmodel med indstratingen
plot(Air$radiation, Air$logOzone, ylab="log Ozon", xlab="Indstraaling")
cor(Air$radiation, Air$logOzone)
summary(lm(logOzone ~ radiation, data=Air))
```

#### Multipel lineær regression

- Y er den afhængige variabel (dependent variable)
- Vi er interesseret i at modellere Y's afhængighed af de forklarende eller uafhængige variabler (explanatory eller independent variables)  $x_1, x_2, ..., x_p$

• Vi undersøger en *lineær sammenhæng* mellem Y og  $x_1, x_2, ..., x_p$ , ved en regressionsmodel på formen

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \dots + \beta_p x_{p,i} + \varepsilon_i$$
 ,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  og i.i.d.

•  $Y_i$  og  $\varepsilon_i$  er stokastiske variabler og  $x_{i,i}$  er variabler

Vi har altså  $i=1,2,\ldots,n$  observationer og tilsvarende  $Y_i$  og  $\pmb{\varepsilon}_i$  stokastiske variabler

## Mindste kvadraters metode (least squares)

• Residualerne findes ved at prædiktionen

$$\hat{\mathbf{y}}_i = \hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 x_{i,1} + \dots + \hat{\boldsymbol{\beta}}_p x_{i,p}$$

indsættes

$$y_i = \hat{y}_i + e_i$$

"observation = prædiktion + residual"

og trækkes fra

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

"residual = observation - prædiktion"

Bemærk, ofte bruges  $\hat{\epsilon}_i$  for residual istedet for  $e_i$ .

## Mindste kvadraters metode (least squares)

• Ved det bedste estimat for  $\beta_0, \beta_1, ..., \beta_p$  forstås de værdier  $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, ..., \hat{\beta}_p)$  der minimerer residual sum of squares (RSS)

$$\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$$

• og estimatet for afvigelsernes  $(\varepsilon_i)$  standardafvigelse er

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - (p+1)} \sum_{i=1}^{n} e_i^2$$

#### Mindste kvadraters metode

 $\hat{\beta}_0,\hat{\beta}_1,...,\hat{\beta}_p$  findes ved at løse de såkaldte normalligninger, der for p=2 er givet ved

$$\sum_{i=1}^{n} y_{i} = n\hat{\beta}_{0} + \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i,1} + \hat{\beta}_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i,2}$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_{i,1} y_{i} = \hat{\beta}_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i,1} + \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i,1}^{2} + \hat{\beta}_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i,1} x_{i,2}$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_{i,2} y_{i} = \hat{\beta}_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i,2} + \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i,1} x_{i,2} + \hat{\beta}_{2} \sum_{i=1}^{n} x_{i,2}^{2}$$

Man skal simpelthen gange nogle matricer sammen!

## Udvid modellen (forward selection)

#### Forward selection (ikke beskrevet i bogen):

- Start med mindste model med den mest signifikante (mest forklarende) variabel
- Udvid modellen med de andre forklarende variabler (inputs) en ad gangen
- Stop når der ikke er flere signifikante udvidelser

```
## Forward selection:
## Tilf#j vind, indstraling eller st#j input til modellen
summary(ln(log0zone ~ temperature + wind, data=Air))
summary(ln(log0zone ~ temperature + radiation, data=Air))
## Tilf#j indstraling eller st#j input til modellen
summary(ln(log0zone ~ temperature + wind + radiation, data=Air))
summary(ln(log0zone ~ temperature + wind + radiation, data=Air))
## Udvid yderligere med st#j input?
summary(ln(log0zone ~ temperature + wind + radiation + noise, data=Air))
```

# Formindsk modellen (model reduction eller backward selection)

#### Backward selection (beskrevet i bogen, Method 6.16):

- Start med den fulde model
- Fjern den mest insignifikante forklarende variabler
- Stop hvis alle prm. estimater er signifikante

```
## Fit den fulde model
summary(lm(logOzone ~ temperature + wind + radiation + noise, data=Air))
## Fjern det mest ikke-signifikante input, er alle nu sigifikante?
summary(lm(logOzone ~ temperature + wind + radiation, data=Air))
```

#### Modeludvælgelse

Der er ikke noget sikker metode til automatisk at finde den bedste model!

- Det vil kræve subjektive beslutninger at udvælge en model
- Bedste procedure (forward eller backward): det afhænger af forholdene
- Statistiske tests og mål til at sammenligne modeller
- Her i kurset kun backward procedure inkluderet

## Simulate an MLR model with 2 inputs

```
aspect3d(c(1,1,1))
axes3d(c('x--','v--','z--'))
mtext3d('x1', edge=c('x--'), line=2)
mtext3d('x2', edge=c('y--'), line=2)
mtext3d('v', edge=c('z--'), line=2)
## Estimate a plane
fit <- lm(v ~ x1 + x2)
## Make predictions for a grid to see the estimated plane
nplot <- 20
x1plot <- seq(min(x1),max(x1),len=nplot)</pre>
x2plot <- seq(min(x2),max(x2),len=nplot)</pre>
yprd <- outer(x1plot, x2plot, function(x1,x2){predict(fit, data.frame(x1=x1, x2=x2))})</pre>
## 'jet.colors' is "as in Matlab". alternatives see ?rainbow
jet.colors <- colorRampPalette(c("#00007F", "blue", "#007FFF", "cyan",
"#7FFF7F", "yellow", "#FF7F00", "red", "#7F0000"))
## Use 100 different colors
colors <- jet.colors(100)
## Set the colors for z values
color <- colors[(yprd-min(yprd))/(max(yprd)-min(yprd))*100]</pre>
rgl.viewpoint(fov=40, theta=0, phi=-90)
## Make a surface with jet colors and grid
surface3d(x1plot, x2plot, yprd, color=color, alpha=0.5)
surface3d(x1plot, x2plot, vprd, front="lines", back="lines", alpha=0.5)
```

## Spørgsmål om MLR estimat (socrative.com-ROOM:PBAC)

#### Hvordan ligger estimaterne af $\beta_0$ , $\beta_1$ og $\beta_2$ ?

A: 
$$\hat{\beta}_0 < 0$$
,  $\hat{\beta}_1 < 0$  og  $\hat{\beta}_2 < 0$ 

B: 
$$\hat{\beta}_0 > 0$$
,  $\hat{\beta}_1 > 0$  og  $\hat{\beta}_2 > 0$ 

C: 
$$\hat{\beta}_0 > 0$$
,  $\hat{\beta}_1 > 0$  og  $\hat{\beta}_2 < 0$ 

D: 
$$\hat{\beta}_0 < 0$$
,  $\hat{\beta}_1 > 0$  og  $\hat{\beta}_2 > 0$ 

E: 
$$\hat{\beta}_0 > 0$$
,  $\hat{\beta}_1 < 0$  og  $\hat{\beta}_2 > 0$ 

Svar C: 
$$\hat{\beta}_0 > 0$$
,  $\hat{\beta}_1 > 0$  og  $\hat{\beta}_2 < 0$ 

Planet skærer y-aksen over 0

Planet går op når  $x_1$  går op

Planet går ned når  $x_2$  går op

#### Spørgsmål om modelreduktion (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ x1 + x2 + x3)
##
## Residuals:
          10 Median 30
      Min
                                Max
## -0.9195 -0.1555 0.0104 0.1465 0.6304
## Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0528 0.2285
                               -0.23 0.8201
## x1 -0.7357 0.3034 -2.42 0.0275 *
## x2 0.2618 0.2937 0.89 0.3859
## x3
     1.1817 0.3553 3.33 0.0043 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.37 on 16 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.507, Adjusted R-squared: 0.414
## F-statistic: 5.48 on 3 and 16 DF, p-value: 0.00878
```

#### Skal modellen reduceres i backward selection step?

A: Nej B: Ja,  $x_1$  skal væk C: Ja,  $x_2$  skal væk D: Ja,  $x_3$  skal væk Svar C: Ja,  $x_2$  skal væk, den er ikke signifikant forskellig fra 0 og mest insignifikant

#### Spørgsmål om $\sigma$ på afvigelserne (socrative.com-ROOM:PBAC)

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ x1 + x2 + x3)
##
## Residuals:
     Min
          1Q Median 3Q
                                   Max
## -0.9195 -0.1555 0.0104 0.1465 0.6304
##
## Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0528
                       0.2285
                                 -0.23
                                        0.8201
                                -2.42 0.0275 *
      -0.7357 0.3034
## x1
     0.2618 0.2937 0.89 0.3859
## x2
                     0.3553 3.33 0.0043 **
## x3
              1.1817
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.37 on 16 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.507, Adjusted R-squared: 0.414
## F-statistic: 5.48 on 3 and 16 DF, p-value: 0.00878
```

#### Hvad er den estimerede standard deviation på afvigelserne $\hat{\sigma}$ ?

A:  $\hat{\sigma} = 0.2285$ 

B:  $\hat{\sigma} = 0.0104$  C:  $\hat{\sigma} = 0.37$  D: Ved ikke

Svar C:  $\hat{\sigma} = 0.37$ 

## Residual analyse (model kontrol)

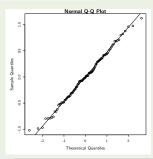
- Model kontrol: Analyser residualerne for at checke at forudsætningerne er opfyldt
- $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$  og er independent and identically distributed (i.i.d.)
  - Husk:  $\varepsilon_i$  er afvigelsen (en stokastisk variabel)
  - Husk:  $e_i = \hat{\varepsilon}_i$  er residualet (realisationen eller observationen af afvigelsen)
- Samme som for simpel lineær model, dog også plot med residualer vs. inputs

## Antagelse om normalfordelte residualer

Lav et q-q plot for at se om de ikke afviger fra at være normalfordelt

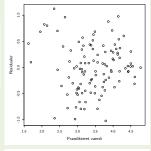
```
## Gem det udvalgte fit
fitSel <- lm(log0zone ~ temperature + wind + radiation,data=Air)

## qq-normalplot
qqnorm(fitSel$residuals)
qqline(fitSel$residuals)</pre>
```



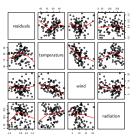
## Antagelse om identisk distribution

Plot residualerne  $(e_i)$  mod de prædikterede (fittede) værdier  $(\hat{y}_i)$ 



#### Plot residualer mod de forklarende variabler

Kan måske forbedres med ikke-lineær sammenhæng temperature eller vindhastighed.



## Kurvelineær (Curvilinear)

Hvis vi ønsker at estimere en model af typen

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i$$

kan vi benytte multipel lineær regression i modellen

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \varepsilon_i$$

hvor

- $x_{i,1} = x_i$
- $x_{i,2} = x_i^2$

og benytte samme metoder som ved multipel lineær regression.

## Udvid ozon modellen med passende kurvelineær regression

```
## Lav den kvadrerede vind
Air$windSq <- Air$wind^2
## Tilføi den til modellen
fitWindSq <- lm(logOzone ~ temperature + wind + windSq + radiation, data=Air)
summary(fitWindSq)
Air$temperatureSq <- Air$temperature^2
## Tilføi
fitTemperatureSq <- lm(logOzone ~ temperature + temperatureSq + wind + radiation, data=Air)
summary(fitTemperatureSq)
Air$radiationSq <- Air$radiation^2
## Tilføi
fitRadiationSq <- lm(logOzone ~ temperature + wind + radiation + radiationSq, data=Air)
summary(fitRadiationSq)
## Huilken en var bedst!?
summary(fitWindSq)
summary(fitTemperatureSq)
## Her kunne man prøve at udvide uderligere
fitWindSqTemperatureSq <- lm(logOzone * temperature + temperatureSq + wind + windSq + radiation, data=Air)
summary(fitWindSqTemperatureSq)
ganorm(fitWindSq$residuals)
ggline(fitWindSg$residuals)
plot(fitWindSq$fitted.values, fitWindSq$residuals, pch=19)
## Plot residualerne vs. de forklarende variabler
pairs(cbind(fitWindSq$residuals, Air[,c("temperature","wind","radiation")]), panel=panel.smooth)
```

## Konfidens- og prædiktionsintervaller

```
## Generer et nyt data.frame med konstant temperatur og instråling, men varierende vindhastighed
wind <- seq(1,20.3,by=0.1)
setTemperature <- 78
setRadiation <- 186
AirForPred <- data.frame(temperature=setTemperature, wind=wind, windSq=wind^2, radiation=setRadiation)
## Udregn konfidens- og prædiktionsintervaller (-bånd)
## Læg mærke til at der transformeres tilbage
CI <- exp(predict(fitWindSg, newdata=AirForPred, interval="confidence", level=0.95))
PI <- exp(predict(fitWindSg, newdata=AirForPred, interval="prediction", level=0.95))
## Plot them
Air$ozone <- exp(Air$logOzone)
plot(Air$wind, Air$ozone, ylim=range(CI,PI,Air$ozone), xlab="", ylab="")
title(xlab="Vindhastighed (MpH)", ylab="Ozon (ppb)", main=paste("Ved temperatur =",setTemperature, "F og indstr
lines(wind, CI[, "fit"])
lines(wind, CI[,"lwr"], lty=2, col=2)
lines(wind, CI[, "upr"], lty=2, col=2)
lines(wind, PI[,"lwr"], ltv=2, col=3)
lines(wind, PI[, "upr"], lty=2, col=3)
## legend
legend("topright", c("Prædiktion", "95% konfidensbånd", "95% prædiktionsbånd"), ltv=c(1,2,2), col=1:3)
```

## Kollinearitet (Colinearity)

#### Der er opstår problemer hvis de forklarende variabler er stærkt korrelerede

```
## Lav en variabel, som er meget korreleret f.eks. endnu en vindmåling
set.seed(367)
Air$wind2 <- Air$wind + rnorm(nrow(Air), sd=1)
cor(Air$wind, Air$wind2)
plot(Air$wind, Air$wind2)
## Tilføj den til modellen
fitWind2 <- lm(logOzone ~ temperature + wind + wind2 + radiation, data=Air)
summary(fitWind2)

## Sammenlign med modellen med kun den ene
fitWind <- lm(logOzone ~ temperature + wind + radiation, data=Air)
summary(fitWind)</pre>
```

Få feedback fra TA om jeres projekt 1