Kursus 02402/02323 Introducerende Statistik

Forelæsning 8: Simpel lineær regression

Klaus K. Andersen og Per Bruun Brockhoff

DTU Compute, Statistik og Dataanalyse Danmarks Tekniske Universitet 2800 Lyngby – Danmark

e-mail: klaus@cancer.dk

Oversigt

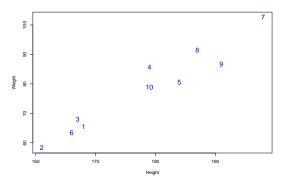
- Motiverende eksempel: Højde-vægt
- Lineær regressionsmodel
- Mindste kvadraters metode (least squares)
- Statistik og lineær regression??
- Hypotesetests og konfidensintervaller for $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$
- Konfidensinterval og prædiktionsinterval
 - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval
- Korrelation
- Residual Analysis: Model control

Oversigt

- Motiverende eksempel: Højde-vægt
- Lineær regressionsmodel

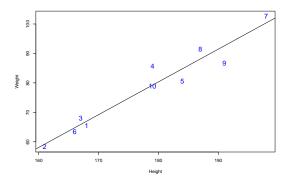
- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Heights (x_i)	168	161	167	179	184	166	198	187	191	179
Weights (y_i)	65.5	58.3	68.1	85.7	80.5	63.4	102.6	91.4	86.7	78.9



4 / 43

Heights (x_i)	168	161	167	179	184	166	198	187	191	179
Weights (y_i)	65.5	58.3	68.1	85.7	80.5	63.4	102.6	91.4	86.7	78.9



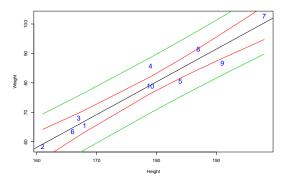
DTU Compute
Department of Applied Mathematics and Computer Science

```
Heights (x_i)
             168
                    161
                           167
                                 179
                                        184
                                              166
                                                     198
                                                            187
                                                                   191
                                                                         179
Weights (y_i)
             65.5
                    58.3
                          68.1
                                 85.7
                                       80.5
                                              63 4
                                                    102 6
                                                            91 4
                                                                   86.7
                                                                         78.9
```

```
summary(lm(v ~ x))
##
## Call:
## lm(formula = v ~ x)
##
## Residuals:
    Min 1Q Median 3Q
##
                           Max
## -5.876 -1.451 -0.608 2.234 6.477
##
## Coefficients:
##
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## x
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 3.88 on 8 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.932, Adjusted R-squared: 0.924
## F-statistic: 110 on 1 and 8 DF, p-value: 5.87e-06
```

Efteråret 2016

Heights (x_i)	168	161	167	179	184	166	198	187	191	179
Weights (y_i)	65.5	58.3	68.1	85.7	80.5	63.4	102.6	91.4	86.7	78.9



DTU Compute
Department of Applied Mathematics and Computer Science

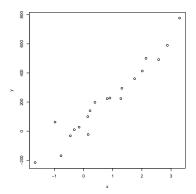
Oversigt

- Lineær regressionsmodel

- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Et scatter plot af noget data

• Vi har n par datapunkter (x_i, y_i)

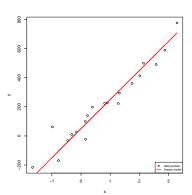


9 / 43

Opstil en lineær model

• Opstil en lineær model

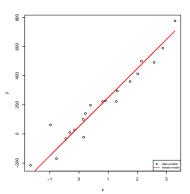
$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$$



Opstil en lineær model

Opstil en lineær model

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$$



men den der mangler noget til at beskrive den tilfældige variation!

Opstil en lineær regressionsmodel

Opstil den lineære regressionsmodel

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

- Y_i er den afhængige variabel (dependent variable). En stokastisk variabel.
- x_i er en forklarende variabel (explanatory variable)
- ε_i er afvigelsen (error). En stokastisk variabel.

Opstil en lineær regressionsmodel

Opstil den lineære regressionsmodel

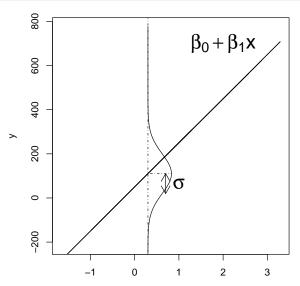
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

- Y_i er den afhængige variabel (dependent variable). En stokastisk variabel.
- x_i er en forklarende variabel (explanatory variable)
- ε_i er afvigelsen (error). En stokastisk variabel.

og vi antager

 ε_i er independent and identically distributed (i.i.d.) og $N(0,\sigma^2)$

Model-illustration



Oversigt

- Lineær regressionsmodel
- Mindste kvadraters metode (least squares)

- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Mindste kvadraters metode

• Hvad kan vi gøre for at estimere parametrene β_0 og β_1 ?

Mindste kvadraters metode

• Hvad kan vi gøre for at estimere parametrene β_0 og β_1 ?

God ide: Minimer variansen σ^2 på afvigelsen. Det er på næsten alle måder det bedste valg i dette setup.

But how!?

Mindste kvadraters metode

• Hvad kan vi gøre for at estimere parametrene β_0 og β_1 ?

God ide: Minimer variansen σ^2 på afvigelsen. Det er på næsten alle måder det bedste valg i dette setup.

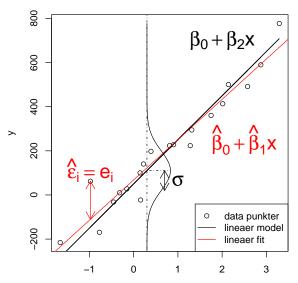
But how!?

Minimer summen af de kvadrerede afvigelser (Residual Sum of Squares (RSS)

$$RSS(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2$$

 $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ minimerer RSS

Illustration af model, data og fit



Least squares estimator

Theorem 5.4 (her for estimatorer som i eNoten)

The least squares estimators of β_0 and β_1 are given by

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{x})}{S_{xx}}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

where
$$S_{xx} = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$
.

Least squares estimater

Theorem 5.4 (her for estimater)

The least squares estimatates of β_0 and β_1 are given by

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{S_{xx}}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

where
$$S_{xx} = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$
.

Tænk ikke længere over det for nu!

R eksempel

```
## Simuler en lineær model med normalfordelt afvigelse og estimer parametrene
## FØRST LAV DATA:
## Generer n værdier af input x som uniform fordelt
x \leftarrow runif(n=20, min=-2, max=4)
## Simuler lineær regressionsmodel
beta0=50; beta1=200; sigma=90
y <- beta0 + beta1 * x + rnorm(n=length(x), mean=0, sd=sigma)
## HERFRA ligesom virkeligheden, vi har dataen i x og y:
## Et scatter plot af x og y
plot(x, y)
## Udregn least squares estimaterne, brug Theorem 5.4
(beta1hat \leftarrow sum( (y-mean(y))*(x-mean(x)) ) / sum( (x-mean(x))^2 ))
(beta0hat <- mean(v) - beta1hat*mean(x))
## Brug lm() til at udregne estimaterne
lm(y ~x)
## Plot den estimerede linie
abline(lm(v ~ x), col="red")
```

Efteråret 2016

Oversigt

- Lineær regressionsmodel
- Statistik og lineær regression??
- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Hvis vi tog en ny stikprøve ville estimaterne $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ have samme udfald?

Hvis vi tog en ny stikprøve ville estimaterne $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ have samme udfald?

Nej, de er stokastiske variabler. Tog vi en ny stikprøve så ville vi have en anden realisation.

Hvis vi tog en ny stikprøve ville estimaterne $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ have samme udfald?

Nej, de er stokastiske variabler. Tog vi en ny stikprøve så ville vi have en anden realisation.

Hvordan er parameter estimaterne i en lineær regressionsmodel fordelt (givet normalfordelte afvigelser)?

Hvis vi tog en ny stikprøve ville estimaterne $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ have samme udfald?

Nej, de er stokastiske variabler. Tog vi en ny stikprøve så ville vi have en anden realisation.

Hvordan er parameter estimaterne i en lineær regressionsmodel fordelt (givet normalfordelte afvigelser)?

Prøv lige at simulere for at se på det...

 Hvordan er parameter estimaterne i en lineær regressionsmodel fordelt (givet normalfordelte afvigelser)?

De er normalfordelte (for n < 30 brug t-fordeling) og deres varians kan estimeres:

Theorem 5.7 (første del)

$$\begin{split} V[\hat{\beta}_0] = & \frac{\sigma^2}{n} + \frac{\bar{x}^2 \sigma^2}{S_{xx}} \\ V[\hat{\beta}_1] = & \frac{\sigma^2}{S_{xx}} \\ Cov[\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1] = & -\frac{\bar{x}\sigma^2}{S_{xx}} \end{split}$$

• Kovariansen $Cov[\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1]$ (covariance) gør vi ikke mere ud af her.

Efteråret 2016

Estimater af standard afvigelserne på $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$

Theorem 5.7 (anden del)

Where σ^2 is usually replaced by its estimate $(\hat{\sigma}^2)$. The central estimator for σ^2 is

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)}{n-2} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2}.$$

When the estimate of σ^2 is used the variances also become estimates and we'll refer to them as $\hat{\sigma}_{\beta_0}^2$ and $\hat{\sigma}_{\beta_1}^2$.

Estimater af standard afvigelserne på β_0 og β_1

Theorem 5.7 (anden del)

Where σ^2 is usually replaced by its estimate $(\hat{\sigma}^2)$. The central estimator for σ^2 is

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)}{n-2} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2}.$$

When the estimate of σ^2 is used the variances also become estimates and we'll refer to them as $\hat{\sigma}_{\beta_0}^2$ and $\hat{\sigma}_{\beta_1}^2$.

Estimat af standard afvigelserne for $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ (ligningerne (5-73))

$$\hat{\sigma}_{\beta_0} = \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}}; \quad \hat{\sigma}_{\beta_1} = \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

Oversigt

- Lineær regressionsmodel

- Hypotesetests og konfidensintervaller for $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$
- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Hypotesetests for parameter estimaterne

 Vi kan altså udføre hypotesetests for parameter estimater i en lineær regressionsmodel:

$$H_{0,i}: \quad \beta_i = \beta_{0,i}$$

$$H_{1,i}: \quad \beta_i \neq \beta_{1,i}$$

Hypotesetests for parameter estimaterne

 Vi kan altså udføre hypotesetests for parameter estimater i en lineær regressionsmodel:

$$H_{0,i}: \quad \beta_i = \beta_{0,i}$$

 $H_{1,i}: \quad \beta_i \neq \beta_{1,i}$

• Vi bruger de *t*-fordelte statistikker:

Theorem 5.11

Under the null-hypothesis ($\beta_0 = \beta_{0,0}$ and $\beta_1 = \beta_{0,1}$) the statistics

$$T_{\beta_0} = \frac{\hat{\beta}_0 - \beta_{0,0}}{\hat{\sigma}_{\beta_0}}; \quad T_{\beta_1} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_{0,1}}{\hat{\sigma}_{\beta_1}},$$

are t-distributed with n-2 degrees of freedom, and inference should be based on this distribution.

• Se Eksempel 5.12 for eksempel på hypotesetest.

- Se Eksempel 5.12 for eksempel på hypotesetest.
- Test om parametrene er signifikant forskellige fra 0

$$H_{0,i}: \quad \beta_i = 0$$

 $H_{1,i}: \quad \beta_i \neq 0$

Se resultatet i R

```
## Hypotesetests om signifikante parametre
## Generer x
x <- runif(n=20, min=-2, max=4)
## Simuler Y
beta0=50: beta1=200: sigma=90
v <- beta0 + beta1 * x + rnorm(n=length(x), mean=0, sd=sigma)</pre>
## Brug lm() til at udregne estimaterne
fit <-lm(y ~x)
## Se summary, deri står hvad vi har brug for
summary(fit)
```

Efteråret 2016

Konfidensintervaller for parametrene

Method 5.14

 $(1-\alpha)$ confidence intervals for β_0 and β_1 are given by

$$\hat{\beta}_0 \pm t_{1-\alpha/2} \,\hat{\sigma}_{\beta_0}$$

$$\hat{\beta}_1 \pm t_{1-\alpha/2} \,\hat{\sigma}_{\beta_1}$$

where $t_{1-\alpha/2}$ is the $(1-\alpha/2)$ -quantile of a t-distribution with n-2degrees of freedom.

- husk at $\hat{\sigma}_{\beta_0}$ og $\hat{\sigma}_{\beta_1}$ findes ved ligningerne (5-74)
- i R kan $\hat{\sigma}_{\beta_0}$ og $\hat{\sigma}_{\beta_1}$ aflæses ved "Std. Error"ved "summary(fit)"

```
## Lav konfidensintervaller for parametrene
## Antal gentagelser
nRepeat <- 100
## Fangede vi den rigtige parameter
TrueValInCI <- logical(nRepeat)
## Gentag simuleringen og estimeringen nRepeat gange
for(i in 1:nRepeat){
  ## Generer x
  x \leftarrow runif(n=20, min=-2, max=4)
  ## Simuler y
  beta0=50: beta1=200: sigma=90
  y <- beta0 + beta1 * x + rnorm(n=length(x), mean=0, sd=sigma)
  ## Brug lm() til at udregne estimaterne
  fit <-lm(y ~x)
  ## Heldigvis kan R beregne konfidensintervallet (level=1-alpha)
  (ci <- confint(fit, "(Intercept)", level=0.95))</pre>
  ## Var den rigtige parameterværdi "fanget" af intervallet?
  (TrueValInCI[i] <- ci[1] < beta0 & beta0 < ci[2])
## Hvor ofte blev den rigtige værdi "fanget"?
sum(TrueValInCI) / nRepeat
```

DTU Compute

Oversigt

- Motiverende eksempel: Højde-vægt
- Lineær regressionsmodel

- Konfidensinterval og prædiktionsinterval
 - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval

Method 5.17: Konfidensinterval for $\beta_0 + \beta_1 x_0$

- Konfidensinterval for $\beta_0 + \beta_1 x_0$ swarer til et konfidensinterval for linien i punktet x_0
- Beregnes med

$$(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0) \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

• Konfidensintervallet vil i $100(1-\alpha)\%$ af gangene indeholde den rigtige linie, altså $\beta_0 + \beta_1 x_0$

Method 5.17: Prædiktionsinterval for $\beta_0 + \beta_1 x_0 + \varepsilon_0$

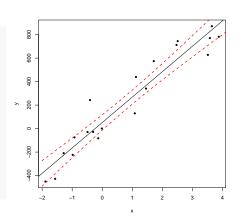
- Prædiktionsintervallet (prediction interval) for Y_0 beregnes med en værdi x_0
- Dette gøres før Y_0 observeres med

$$(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0) \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

- Prædiktionsintervallet vil $100(1-\alpha)$ % af gangene indeholde den observerede y_0
- Et prædiktionsinterval bliver altså større end et konfidensinterval for fastholdt α

Eksempel med konfidensinterval for linien

```
## Eksempel med konfidensinterval for linien
## Lav en sekvens af x værdier
xval <- seq(from=-2, to=6, length.out=100)
## Brug predict funktionen
CI <- predict(fit, newdata=data.frame(x=xval),
interval="confidence",
level=.95)
## Se lige hvad der kom
head(CI)
## Plot data, model og intervaller
plot(x, y, pch=20)
abline(fit)
lines(xval, CI[, "lwr"], lty=2, col="red", lwd=2)
lines(xval, CI[, "upr"], lty=2, col="red", lwd=2)
```



Eksempel med prædiktionsinterval

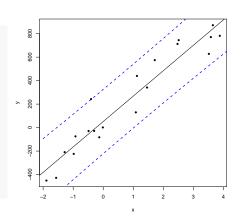
```
## Eksempel med prædiktionsinterval

## Lav en sekvens a x værdier
xval <- seq(from=-2, to=6, length.out=100)

## Beregn interval for hvert x
PI <- predict(fit, newdata=data.frame(x=xval),
interval="prediction",
level=.95)

## Se lige hvad der kom tilbage
head(PI)

## Plot data, model og intervaller
plot(x, y, pch=20)
abline(fit)
lines(xval, PI[, "lwr"], lty=2, col="blue", lwd=2)
lines(xval, PI[, "upr"], lty=2, col="blue", lwd=2)</pre>
```



DTU Compute

32 / 43

Oversigt

- Lineær regressionsmodel

- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval
- Korrelation

Hvad bliver mere skrevet ud af summary?

```
summary(fit)
##
## Call:
## lm(formula = y ~ x)
##
## Residuals:
     Min 1Q Median 3Q Max
## -184.7 -96.4 -20.3 86.6 279.1
##
## Coefficients:
##
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 51.5 31.1 1.66
                                          0.12
             216.3 15.2 14.22 3.1e-11 ***
## x
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 126 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.918, Adjusted R-squared: 0.914
## F-statistic: 202 on 1 and 18 DF, p-value: 3.14e-11
```

• Residuals: Min 1Q Median 3Q Max:

• Residuals: Min Median 10 ЗQ Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum

- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner"

- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

> Estimat $\hat{\sigma}_{eta_i}$ p-værdi $t_{
> m obs}$

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien

- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

> Estimat $\hat{\sigma}_{eta_i}$ $t_{
> m obs}$ p-værdi

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien
- Residual standard error: XXX on XXX degrees of freedom

- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

> Estimat $\hat{\sigma}_{eta_{m{i}}}$ p-værdi $t_{\rm obs}$

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien
- Residual standard error: XXX on XXX degrees of freedom $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ udskrevet er $\hat{\sigma}$ og ν frihedsgrader (brug til hypotesetesten)

- Residuals: Min 1Q Median 3Q Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

Estimat $\hat{\sigma}_{eta_i}$ $t_{
m obs}$ p-værdi

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien
- Residual standard error: XXX on XXX degrees of freedom $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$ udskrevet er $\hat{\sigma}$ og ν frihedsgrader (brug til hypotesetesten)
- Multiple R-squared: XXX

- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

> Estimat $\hat{\sigma}_{eta_{i}}$ p-værdi $t_{\rm obs}$

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien
- Residual standard error: XXX on XXX degrees of freedom $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ udskrevet er $\hat{\sigma}$ og ν frihedsgrader (brug til hypotesetesten)
- Multiple R-squared: XXX Forklaret varians r^2



- Residuals: Min 10 Median 30 Max: Residualernes: Minimum, 1. kvartil, Median, 3. kvartil, Maximum
- Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) "stjerner" Koefficienternes:

> Estimat $\hat{\sigma}_{eta_i}$ $t_{
> m obs}$ p-værdi

- Testen er $H_{0,i}: \beta_i = 0$ vs. $H_{1,i}: \beta_i \neq 0$
- Stjernerne er sat efter p-værdien
- Residual standard error: XXX on XXX degrees of freedom $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ udskrevet er $\hat{\sigma}$ og ν frihedsgrader (brug til hypotesetesten)
- Multiple R-squared: Forklaret varians r^2
- Resten bruger vi ikke i det her kursus

Forklaret varians og korrelation

- Forklaret varians af en model er r^2 , i summary "Multiple R-squared"
- Beregnes med

$$r^{2} = 1 - \frac{\sum_{i} (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2}}{\sum_{i} (y_{i} - \bar{y})^{2}}$$

$$\mathsf{hvor}\ \hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$

Andel af den totale varians der er forklaret med modellen.



Forklaret varians og korrelation

- Korrelationen ρ er et mål for *lineær sammenhæng* mellem to stokastiske variable
- Estimeret (i.e. empirisk) korrelation

$$\hat{\rho} = r = \sqrt{r^2} \, sgn(\hat{\beta}_1)$$

hvor $sqn(\hat{\beta}_1)$ er: -1 for $\hat{\beta}_1 < 0$ og 1 for $\hat{\beta}_1 > 0$

Forklaret varians og korrelation

- Korrelationen ρ er et mål for *lineær sammenhæng* mellem to stokastiske variable
- Estimeret (i.e. empirisk) korrelation

$$\hat{\rho} = r = \sqrt{r^2} \, sgn(\hat{\beta}_1)$$

hvor $san(\hat{\beta}_1)$ er: -1 for $\hat{\beta}_1 < 0$ og 1 for $\hat{\beta}_1 > 0$

- Altså:
 - Positiv korrelation ved positiv hældning
 - Negativ korrelation ved negativ hældning



Test for signifikant korrelation

• Test for signifikant korrelation (lineær sammenhæng) mellem to variable

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

er ækvivalent med

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

hvor $\hat{\beta}_1$ er estimatet af hældningen i simpel lineær regressionsmodel

```
## Korrelation
## Generer x
x \leftarrow runif(n=20, min=-2, max=4)
## Simuler u
beta0=50; beta1=200; sigma=90
y <- beta0 + beta1 * x + rnorm(n=length(x), mean=0, sd=sigma)
## Scatter plot
plot(x,y)
## Brug lm() til at udregne estimaterne
fit <-lm(y ~x)
## Den rigtige linie
abline(beta0, beta1)
## Plot fittet
abline(fit, col="red")
## Se summary, deri står hvad vi har brug for
summary(fit)
## Korrelation mellem x og y
cor(x,y)
## Kvadreret er den "Multiple R-squared" fra summary(fit)
cor(x,y)^2
```

Oversigt

- Lineær regressionsmodel

- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval
- Residual Analysis: Model control

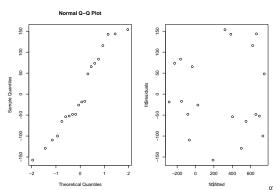
Residual Analysis

Method 5.26

- Check normality assumption with qq-plot.
- Check (non)systematic behavior by plotting the residuals e_i as a function of fitted values \hat{y}_i

Residual Analysis in R

```
fit <-lm(y ~x)
par(mfrow = c(1, 2))
qqnorm(fit$residuals)
plot(fit$fitted, fit$residuals)
```



Outline

- Lineær regressionsmodel

- - Konfidensinterval for linien
 - Prædiktionsinterval