Kursus 02402/02323 Introducerende Statistik

Forelæsning 5: Hypotesetest, power og modelkontrol - one sample

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 sovemedicin
- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- Hypotese-test med alternativer
 - Hypotesetest generel metode
- Planlægning: Power og sample size
- Checking the normality assumption
 - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality

Oversigt

- Motiverende eksempel sovemedicin
- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- - Hypotesetest generel metode
- - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality



Motiverende eksempel - sovemedicin

Forskel på sovemedicin?

I et studie er man interesseret i at sammenligne 2 sovemidler A og B. For 10 testpersoner har man fået følgende resultater, der er givet i forlænget søvntid (i timer) (Forskellen på effekten af de to midler er angivet):

	person	x = Beffect - Aeffect
Stikprøve, $n = 10$:	1	1.2
	2	2.4
	3	1.3
	4	1.3
	5	0.9
	6	1.0
	7	1.8
	8	0.8
	9	4.6
	10	1.4
		l .

Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \ \mu = 0$$

Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \ \mu = 0$$

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 1.670 = \hat{\mu}$$

$$s=1.13=\hat{\sigma}$$



Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \mu = 0$$

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 1.670 = \hat{\mu}$$
$$s = 1.13 = \hat{\sigma}$$

NYT:p-værdi:

$$p - vardi = 0.00117$$

(Beregnet under det scenarie, at H_0 er sand)

Er data i overenstemmelse med nulhyposen H_0 ?

Data: $\bar{x} = 1.67, H_0: \mu = 0$

NYT:Konklusion:

Idet data ligger usandsynligt langt væk fra H_0 , så forkaster vi H_0 vi har påvist en **signifikant** effekt af middel B ift, middel A.

Oversigt

- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- - Hypotesetest generel metode
- - The Normal QQ plot



Metode 3.22: One-sample t-test og p-værdi

Hvordan beregner man p-værdien?

For a (quantitative) one sample situation, the (non-directional) p-value is given by:

$$p - \mathsf{value} = 2 \cdot P(T > |t_{\mathsf{obs}}|)$$

where T follows a t-distribution with (n-1) degrees of freedom.

The observed value of the test statistics to be computed is

$$t_{\rm obs} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

where μ_0 is the value of μ under the null hypothesis:

$$H_0: \mu = \mu_0$$



Definition og fortolkning af p-værdien (HELT generelt)

p-værdien udtrykker evidence imod nulhypotesen – Tabel 3.1:

p < 0.001	Very strong evidence against H_0	
$0.001 \le p < 0.01$	Strong evidence against H_0	
$0.01 \le p < 0.05$	Some evidence against H_0	
$0.05 \le p < 0.1$	Weak evidence against H_0	
$p \ge 0.1$	Little or no evidence against $H_{ m 0}$	

Definition 3.12 af p-værdien:

The p-value is the probability of obtaining a test statistic that is at least as extreme as the test statistic that was actually observed. This probability is calculated under the assumption that the null hypothesis is true.

Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \ \mu = 0$$



Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \ \mu = 0$$

Beregne test-størrelsen:

$$t_{\text{obs}} = \frac{1.67 - 0}{1.13/\sqrt{10}} = 4.67$$

Hypotesen om ingen forskel ønskes undersøgt:

$$H_0: \ \mu = 0$$

Beregne test-størrelsen:

$$t_{\text{obs}} = \frac{1.67 - 0}{1.13/\sqrt{10}} = 4.67$$

Beregne p-værdien:

$$2P(T > 4.67) = 0.00117$$

Fortolkning af p-værdi i lyset af Tabel 3.1:

Der er stærk evidence imod nulhypotesen.

DTU Compute

Eksempel - sovemedicin - i R - manuelt

```
## Enter data:
x \leftarrow c(1.2, 2.4, 1.3, 1.3, 0.9, 1.0, 1.8, 0.8, 4.6, 1.4)
n \leftarrow length(x)
## Compute the tobs - the observed test statistic:
tobs \leftarrow (mean(x) - 0) / (sd(x) / sqrt(n))
## Compute the p-value as a tail-probability in the t-distribution:
pvalue \leftarrow 2 * (1-pt(abs(tobs), df=n-1))
pvalue
## [1] 0.0011659
```

Eksempel - sovemedicin - i R - med indbygget funktion

```
t.test(x)
##
##
    One Sample t-test
##
## data:
## t = 4.67, df = 9, p-value = 0.0012
  alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
   95 percent confidence interval:
## 0.86133 2.47867
## sample estimates:
## mean of x
## 1.67
```

Definition of hypotesetest og signifikans (HELT generelt)

Definition 3.23. Hypotesetest:

We say that we carry out a hypothesis test when we decide against a null hypothesis or not using the data.

A null hypothesis is *rejected* if the p-value, calculated after the data has been observed, is less than some α , that is if the p-value $< \alpha$, where α is some pre-specifed (so-called) significance level. And if not, then the null hypothesis is said to be accepted.

Definition 3.28. Statistisk signifikans:

An effect is said to be (statistically) significant if the p-value is less than the significance level α .

(OFTE bruges $\alpha = 0.05$)

Med $\alpha = 0.05$ kan vi konkludere:

ldet p-værdien er mindre end α så forkaster vi nulhypotesen.



Med $\alpha = 0.05$ kan vi konkludere:

Idet p-værdien er mindre end α så forkaster vi nulhypotesen.

Og dermed:

Vi har påvist en signifikant effekt af middel B ift. middel A. (Og dermed at B virker bedre end A)

Kritisk værdi

Definition 3.30 - de kritiske værdier for t-testet:

The $(1-\alpha)100\%$ critical values for the (non-directional) one-sample t-test are the $(\alpha/2)100\%$ and $(1-\alpha/2)100\%$ quantiles of the t-distribution with n-1 degrees of freedom:

$$t_{\alpha/2}$$
 and $t_{1-\alpha/2}$



Kritisk værdi

Definition 3.30 - de kritiske værdier for t-testet:

The $(1-\alpha)100\%$ critical values for the (non-directional) one-sample t-test are the $(\alpha/2)100\%$ and $(1-\alpha/2)100\%$ quantiles of the t-distribution with n-1 degrees of freedom:

$$t_{\alpha/2}$$
 and $t_{1-\alpha/2}$

Metode 3.31: One-sample t-test vha. kritisk værdi:

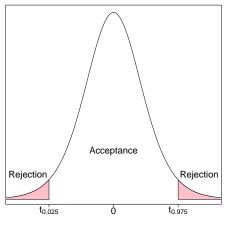
A null hypothesis is *rejected* if the observed test-statistic is more extreme than the critical values:

If
$$|t_{\text{obs}}| > t_{1-\alpha/2}$$
 then reject

otherwise accept.

Kritisk værdi og hypotesetest

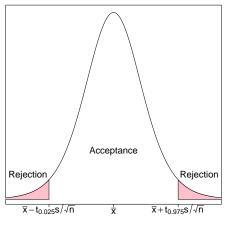
Acceptområdet er de mulige værdier for μ som ikke ligger for langt væk fra data - her på den standardiserede skala:

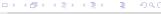




Kritisk værdi og hypotesetest

Acceptområdet er de mulige værdier for μ som ikke ligger for langt væk fra data - nu på den egentlige skala:





Kritisk værdi, konfidensinterval og hypotesetest

Theorem 3.32: Kritisk-værdi-metode = Konfidensinterval-metode

We consider a $(1-\alpha) \cdot 100\%$ confidence interval for μ :

$$\bar{x} \pm t_{1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

The confidence interval corresponds to the acceptance region for H_0 when testing the (non-directional) hypothesis

$$H_0: \mu = \mu_0$$

Kritisk værdi, konfidensinterval og hypotesetest

Theorem 3.32: Kritisk-værdi-metode = Konfidensinterval-metode

We consider a $(1-\alpha) \cdot 100\%$ confidence interval for μ :

$$\bar{x} \pm t_{1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

The confidence interval corresponds to the acceptance region for H_0 when testing the (non-directional) hypothesis

$$H_0: \mu = \mu_0$$

(Ny) fortolkning af konfidensintervallet:

De (hypotetiske) værdier for μ , som vi accepterer ved det tilsvarende hypotesetest.



Bevis:

Remark 3.33

A μ_0 inside the confidence interval will fullfill that

$$|\bar{x} - \mu_0| < t_{1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

which is equivalent to

$$\frac{|\bar{x} - \mu_0|}{\frac{s}{\sqrt{n}}} < t_{1 - \alpha/2}$$

and again to

$$|t_{\mathsf{obs}}| < t_{1-\alpha/2}$$

which then exactly states that μ_0 is accepted, since the $t_{\rm obs}$ is within the critical values.



Oversigt

- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- Hypotese-test med alternativer Hypotesetest - generel metode
- - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality





Hypotese-test med alternativer

Alternativet til
$$H_0: \mu = \mu_0$$
 er : $H_1: \mu \neq \mu_0$

Efteråret 2016

Hypotese-test med alternativer

Indtil nu - underforstået: (= non-directional)

Alternative til $H_0: \mu = \mu_0$ er : $H_1: \mu \neq \mu_0$

MEN der kan være andre settings, e.g. one-sided (=directional), "less":

Alternative til $H_0: \mu = \mu_0$ er : $H_1: \mu < \mu_0$

Hypotese-test med alternativer

Alternative til
$$H_0: \mu = \mu_0 \text{ er}: H_1: \mu \neq \mu_0$$

MEN der kan være andre settings, e.g. one-sided (=directional), 'less':

Alternativet til
$$H_0: \ \mu = \mu_0 \ {\rm er}: \ H_1: \ \mu < \mu_0$$

Alternativet til
$$H_0: \ \mu=\mu_0 \ {\rm er}: \ H_1: \ \mu>\mu_0$$

Eksempel - PC skærme

Produktspecifikation

En producent af pc skærme oplyser, at skærmen i gennemsnit bruger 83 W. (Og underforstået: "under 83" er "fint nok", mens "over 83" IKKE er det)

Eksempel - PC skærme

Produktspecifikation

En producent af pc skærme oplyser, at skærmen i gennemsnit bruger 83 W. (Og underforstået: "under 83" er "fint nok", mens "over 83" IKKE er det)

HVIS virksomheden skulle dokumentere deres påstand:

Nulhypotese: $H_0: \mu > 83$. Alternativet: $H_1: \mu < 83$

Med formålet at kunne afvise(=rejecte=falsify) at forbruget kan være større.

Eksempel - PC skærme

Produktspecifikation

En producent af pc skærme oplyser, at skærmen i gennemsnit bruger 83 W. (Og underforstået: "under 83" er "fint nok", mens "over 83" IKKE er det)

HVIS virksomheden skulle dokumentere deres påstand:

Nulhypotese: $H_0: \mu \geq 83$. Alternativet: $H_1: \mu < 83$

Med formålet at kunne afvise(=rejecte=falsify) at forbruget kan være større.

HVIS en ekstern skulle moddokumentere påstanden:

Nulhypotese: $H_0: \mu < 83$. Alternativet: $H_1: \mu > 83$

Med formålet at kunne afvise(=rejecte=falsify) at forbruget højst er 83.

Metode 3.36. Steps ved hypotesetests - et overblik

Helt generelt består et hypotesetest af følgende trin:

- Formulate the hypotheses and choose the level of significance α (choose the "risk-level")
- Calculate, using the data, the value of the test statistic
- Calculate the p-value using the test statistic and the relevant sampling distribution, and compare the p-value and the significance level α and make a conclusion
- (Alternatively, make a conclusion based on the relevant critical value(s))

Det tosidede (non-directional) one-sample t-test igen

Metode 3.37. Et level α test er:

- Compute t_{obs} as before
- 2 Compute the evidence against the *null hypothesis* $H_0: \mu = \mu_0$ vs. the alternative hypothesis $H_1: \mu \neq \mu_0$ by the

$$p$$
-value = $2 \cdot P(T > |t_{\mathsf{obs}}|)$

where the *t*-distribution with n-1 degrees of freedom is used.

- **3** If p-value $< \alpha$: We reject H_0 , otherwise we accept H_0 .
- The rejection/acceptance conclusion could alternatively, but equivalently, be made based on the critical value(s) $\pm t_{1-\alpha/2}$: If $|t_{obs}| > t_{1-\alpha/2}$ we reject H_0 , otherwise we accept H_0 .

Det ensidede (directional) one-sample t-test

Metode 3.38. Et level α ensidet ("less") test er:

- Compute t_{obs} as before
- 2 Compute the evidence against the *null hypothesis* $H_0: \mu \geq \mu_0$ vs. the alternative hypothesis $H_1: \mu < \mu_0$ by the

$$p$$
-value = $P(T < t_{\sf obs})$

where the t-distribution with n-1 degrees of freedom is used.

- **1** If p-value $< \alpha$: We reject H_0 , otherwise we accept H_0 .
- The rejection/acceptance conclusion could alternatively, but equivalently, be made based on the critical value(s) t_{α} : If $t_{obs} < t_{o}$ we reject H_0 , otherwise we accept H_0 .

Det ensidede (directional) one-sample t-test

Metode 3.39. Et level α ensidet ("greater") test er:

- Compute t_{obs} as before
- 2 Compute the evidence against the *null hypothesis* $H_0: \mu \leq \mu_0$ vs. the alternative hypothesis $H_1: \mu > \mu_0$ by the

$$p$$
-value = $P(T > t_{\sf obs})$

where the t-distribution with n-1 degrees of freedom is used.

- **1** If p-value $< \alpha$: We reject H_0 , otherwise we accept H_0 .
- The rejection/acceptance conclusion could alternatively, but equivalently, be made based on the critical value(s) $t_{1-\alpha}$: If $t_{obs} > t_{1-\alpha}$ we reject H_0 , otherwise we accept H_0 .

Kan man modbevise producentens påstand?

En forbrugergruppe vil nu afprøve producentens påstand og udfører et antal målinger af strømforbruget for den pågældende type pc skærm:

Der udføres nu 12 målinger af forbruget:

82 86 84 84 92 83 93 80 83 84 85 86

Herfra estimeres middelforbruget til $\bar{x} = 85.17$ og s = 3.8099

Kan man modbevise producentens påstand?

En forbrugergruppe vil nu afprøve producentens påstand og udfører et antal målinger af strømforbruget for den pågældende type pc skærm:

Der udføres nu 12 målinger af forbruget:

82 86 84 84 92 83 93 80 83 84 85 86

Herfra estimeres middelforbruget til $\bar{x} = 85.17$ og s = 3.8099

Så, one-sided "greater" er det relevante test:

Nulhypotese: $H_0: \mu \leq 83$. Alternativet: $H_1: \mu > 83$

Kan man modbevise producentens påstand?

En forbrugergruppe vil nu afprøve producentens påstand og udfører et antal målinger af strømforbruget for den pågældende type pc skærm:

Der udføres nu 12 målinger af forbruget:

82 86 84 84 92 83 93 80 83 84 85 86

Herfra estimeres middelforbruget til $\bar{x} = 85.17$ og s = 3.8099

Så, one-sided "greater" er det relevante test:

Nulhypotese: $H_0: \mu \leq 83$. Alternativet: $H_1: \mu > 83$

Beregn test-størrelse og P-værdi:

$$t_{\text{obs}} = \frac{85.17 - 83}{3.8099 / \sqrt{12}} = 1.97$$

$$p$$
-value = $P(T > 1.97) = 0.0373$

Konklusion ved brug af $\alpha = 0.05$:

Vi forkaster nulhypotesen: Vi har påvist at skærmene's middelforbrug er signifikant større end 83W.

```
x \leftarrow c(82, 86, 84, 84, 92, 83, 93, 80, 83, 84, 85, 86)
t.test(x, mu = 83, alt = "greater")
##
    One Sample t-test
##
##
## data:
## t = 1.97, df = 11, p-value = 0.037
## alternative hypothesis: true mean is greater than 83
## 95 percent confidence interval:
##
    83.192
              Tnf
## sample estimates:
## mean of x
##
      85.167
```

Mulige feil ved hypotesetests

Der findes to slags feil (dog kun een af gangen!)

Type I: Rejection of H_0 when H_0 is true Type II: Non-rejection of H_0 when H_1 is true

Risikoen for de to typer fejl kaldes sædvanligvis:

$$P(\mathsf{Type}\;\mathsf{I}\;\mathsf{error}) = \alpha$$

$$P(\mathsf{Type}\;\mathsf{II}\;\mathsf{error}) = \beta$$

Retsalsanalogi

En person står stillet for en domstol:

A man is standing in a court of law accused of criminal activity. The null- and the the alternative hypotheses are:

The man is not guilty

 H_1 : The man is guilty



Retsalsanalogi

En person står stillet for en domstol:

A man is standing in a court of law accused of criminal activity.

The null- and the the alternative hypotheses are:

The man is not guilty

 H_1 : The man is guilty

At man ikke kan bevises skyldig er ikke det samme som at man er bevist uskyldig:

Absence of evidence is NOT evidence of absence!

Or differently put:

Accepting a null hypothesis is NOT a statistical proof of the null hypothesis being true!

Mulige feil ved hypotesetests

Theorem 3.43: Signifikansniveauet = Risikoen for Type I fejl

The significance level α in hypothesis testing is the overall Type I risk:

$$P(\mathsf{Type}\;\mathsf{I}\;\mathsf{error}) = P(\mathsf{Rejection}\;\mathsf{of}\;H_0\;\mathsf{when}\;H_0\;\mathsf{is}\;\mathsf{true}) = \alpha$$



Mulige feil ved hypotesetests

Theorem 3.43: Signifikansniveauet = Risikoen for Type I fejl

The significance level α in hypothesis testing is the overall Type I risk:

$$P(\mathsf{Type}\;\mathsf{I}\;\mathsf{error}) = P(\mathsf{Rejection}\;\mathsf{of}\;H_0\;\mathsf{when}\;H_0\;\mathsf{is}\;\mathsf{true}) = \alpha$$

To mulige sandheder vs. to mulige konklusioner:

	Reject H_0	Fail to reject H_0
H_0 is true	Type I error $(lpha)$	Correct acceptance of H_0
H_0 is false	Correct rejection of H_0 (Power)	Type II error (eta)

Oversigt

- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- Hypotesetest generel metode
- Planlægning: Power og sample size
- - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality





Planlægning, Styrke (=Power)

Hvad er styrken for et kommende studie/eksperiment:

- Sandsynligheden for at opdage en (formodet) effekt
- $P(Forkaste H_0)$ når H_1 er sand
- Probability of correct rejection of H₀
- Udfordring: Nulhypotesen kan være forkert på mange måder!
- I praksis: Scenarie-baseret approach
 - \bullet E.g. "Hvad nu hvis $\mu=86$, hvor godt vil mit studie være til at opdage dette? "
 - \bullet E.g. "Hvad nu hvis $\mu=84$, hvor godt vil mit studie være til at opdage dette? "
 - etc

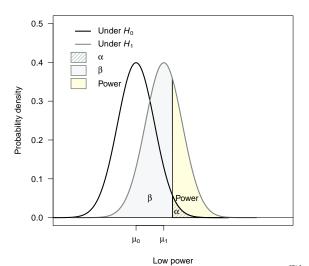
Planlægning, Styrke (=Power)

Når man har fastlagt hvilket test, der skal bruges:

Kender man (eller fastlægger/gætter på) fire ud af følgende fem oplysninger, kan man regne sig frem til den femte:

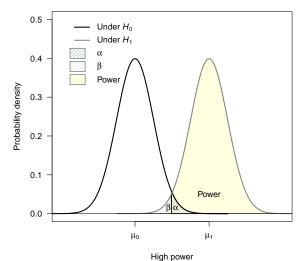
- Stikprøvestørrelse (sample size) n
- Significance level α of the test.
- A change in mean that you would want to detect (effect size) $\mu_0 \mu_1$.
- The population standard deviation, σ .
- The power (1β) .

Low power eksempel



DTU Compute

High power eksempel





Planlægning, Sample size n

Det store spørgsmål i praksis: HVAD skal n være?

Forsøget skal være stort nok til at kunne opdage en relevant effekt med stor power (som regel mindst 80%):

Planlægning, Sample size n

Det store spørgsmål i praksis: HVAD skal n være?

Forsøget skal være stort nok til at kunne opdage en relevant effekt med stor power (som regel mindst 80%):

Metode 3.47: Tilnærmet svar for et en-sidet one-sample t-test:

For the one-sided, one-sample t-test for given α , β and σ :

$$n = \left(\sigma \frac{z_{1-\beta} + z_{1-\alpha}}{(\mu_0 - \mu_1)}\right)^2$$

Where $\mu_0 - \mu_1$ is the change in means that we would want to detect and $z_{1-\beta}$, $z_{1-\alpha}$ are quantiles of the standard normal distribution.

Eksempel - The power for n=40

```
power.t.test(n = 40, delta = 4, sd = 12.21,
      type = "one.sample", alternative= "one.sided")
##
##
        One-sample t test power calculation
##
##
                  n = 40
##
             delta = 4
##
                 sd = 12.21
##
         sig.level = 0.05
             power = 0.65207
##
       alternative = one.sided
##
```

Eksempel - The sample size for power = 0.80

```
power.t.test(power = .80, delta = 4, sd = 12.21,
      type = "one.sample", alternative= "one.sided")
##
##
        One-sample t test power calculation
##
##
                 n = 58.984
##
             delta = 4
##
                 sd = 12.21
##
         sig.level = 0.05
             power = 0.8
##
##
       alternative = one.sided
```

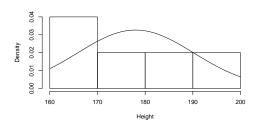
Oversigt

- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- - Hypotesetest generel metode
- Checking the normality assumption
 - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality



Eksempel - højde af studerende - er de normalfordelt?

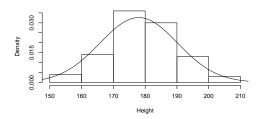
```
x \leftarrow c(168, 161, 167, 179, 184, 166, 198, 187, 191, 179)
hist(x, xlab="Height", main="", freq = FALSE)
lines(seq(160, 200, 1), dnorm(seq(160, 200, 1), mean(x), sd(x)))
```





Eksempel - 100 observation fra en normal fordeling:

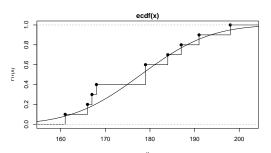
```
xr <- rnorm(100, mean(x), sd(x))
hist(xr, xlab="Height", main="", freq = FALSE)
lines(seq(130, 230, 1), dnorm(seq(130, 230, 1), mean(x), sd(x)))
```





Eksempel - højde af studerende - ecdf

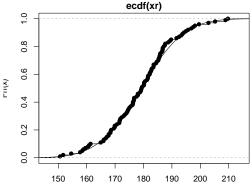
```
plot(ecdf(x), verticals = TRUE)
xp <- seq(0.9*min(x), 1.1*max(x), length.out = 100)
lines(xp, pnorm(xp, mean(x), sd(x)))
```





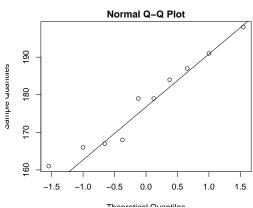
Eksempel - 100 observation fra en normal fordeling, ecdf:

```
xr \leftarrow rnorm(100, mean(x), sd(x))
plot(ecdf(xr), verticals = TRUE)
xp < -seq(0.9*min(xr), 1.1*max(xr), length.out = 100)
lines(xp, pnorm(xp, mean(xr), sd(xr)))
```

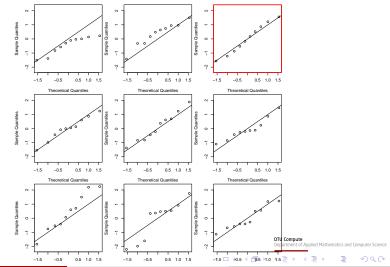


Eksempel - højde af studerende - Normal Q-Q plot

```
qqnorm(x)
qqline(x)
```



Eksempel - højde af studerende - Normal Q-Q plot sammenlign med andre simulerede normalfordelte data



Normal Q-Q plot

Metode 3.52 - Den formelle definition

The ordered observations $x_{(1)}, \ldots, x_{(n)}$ are plotted versus a set of expected normal quantiles z_{p_1}, \ldots, z_{p_n} . Different definitions of p_1, \ldots, p_n exist:

• In R. when n > 10:

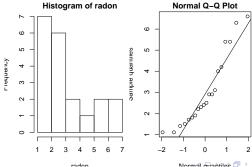
$$p_i = \frac{i - 0.5}{n + 1}, \ i = 1, \dots, n$$

• In R, when n < 10:

$$p_i = \frac{i-3/8}{n+1/4}, \ i=1,\ldots,n$$

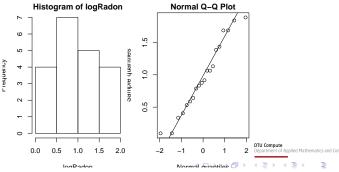
Eksempel - Radon data

```
## READING IN THE DATA
radon<-c(2.4, 4.2, 1.8, 2.5, 5.4, 2.2, 4.0, 1.1, 1.5, 5.4, 6.3,
        1.9, 1.7, 1.1, 6.6, 3.1, 2.3, 1.4, 2.9, 2.9)
##A HISTOGRAM AND A QQ-PLOT
par(mfrow=c(1,2))
hist(radon)
qqnorm(radon,ylab = 'Sample quantiles',xlab = "Normal quantiles")
qqline(radon)
```



Eksempel - Radon data - log-transformed are closer to a normal distribution

```
##TRANSFORM USING NATURAL LOGARITHM
logRadon<-log(radon)</pre>
hist(logRadon)
qqnorm(logRadon,ylab = 'Sample quantiles',xlab = "Normal quantiles")
qqline(logRadon)
```



Oversigt

- Motiverende eksempel sovemedicin
- One-sample t-test og p-værdi
 - p-værdier og hypotesetest (HELT generelt)
 - Kritisk værdi og konfidensinterval
- Hypotese-test med alternativer Hypotesetest - generel metode
- Planlægning: Power og sample size
- Checking the normality assumption
 - The Normal QQ plot
 - Transformation towards normality