# Kursus 02402/02323 Introducerende Statistik

Forelæsning 4: Konfidensinterval for middelværdi (og spredning)

### Per Bruun Brockhoff

DTU Compute, Statistik og Dataanalyse Bygning 324, Rum 220 Danmarks Tekniske Universitet 2800 Lyngby – Danmark

e-mail: perbb@dtu.dk

## **Oversigt**

- Eksempel
- Fordelingen for gennemsnittet t-fordelingen
- Konfidensintervallet for  $\mu$ Eksempel
- Den statistiske sprogbrug og formelle ramme
- Ikke-normale data, Central Grænseværdisætning (CLT)
- En formel fortolkning af konfidensintervallet
- Konfidensinterval for varians og spredning

## **Oversigt**

- Eksempel
- t-fordelingen
- Eksempel

DTU Compute



Stikprøve, n = 10:

168 161 167 179 184 166 198 187 179

DTU Compute



Stikprøve, n = 10:

168 161 167 179 184 166 198 187 191 179

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 178$$

$$s = 12.21$$



Stikprøve, n = 10:

187 168 161 167 179 184 166 198 179

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 178$$

$$s = 12.21$$

Estimerer population mean og standard deviation:

$$\hat{\mu} = 178$$

$$\hat{\sigma} = 12.21$$





Stikprøve, n = 10:

168 161 167 179 184 166 198 187 191 179

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 178$$

$$s = 12.21$$

Estimerer population mean og standard deviation:

$$\hat{\mu} = 178$$

$$\hat{\sigma} = 12.21$$

NYT:Konfidensinterval,  $\mu$ :

$$178\pm2.26\cdot\frac{12.21}{\sqrt{10}}\Leftrightarrow [169.3;\ 186.7]$$

NYT:Konfidensinterval.  $\sigma$ :

## **Oversigt**

- Fordelingen for gennemsnittet t-fordelingen
- Eksempel

- Konfidensinterval for varians og spredning

DTU Compute



# Theorem 3.2: Fordeling for gennemsnit af normalfordelinger

## (Stikprøve-) fordelingen/ The (sampling) distribution for X

Assume that  $X_1, \ldots, X_n$  are independent and identically normally distributed random variables,  $X_i \sim N(\mu, \sigma^2), i = 1, \dots, n$ , then:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

# Middelværdi og varians følger af regneregler

#### Middelyærdien af $\bar{X}$

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mu = \frac{1}{n} n \mu = \mu$$



## Middelværdi og varians følger af regneregler

### Middelyærdien af $\bar{X}$

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mu = \frac{1}{n} n \mu = \mu$$

### Variansen for $\bar{X}$

$$\mathsf{Var}(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \mathsf{Var}(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n^2} n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$



## Vi kender nu fordelingen af den fejl vi begår:

(Når vi bruger  $\bar{x}$  som estimat for  $\mu$ )

Spredningen af  $\bar{X}$ 

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

## Vi kender nu fordelingen af den fejl vi begår:

(Når vi bruger  $\bar{x}$  som estimat for  $\mu$ )

Spredningen af  $\bar{X}$ 

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Spredningen af  $(X - \mu)$ 

$$\sigma_{\left(\bar{X}-\mu\right)} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

## Standardiseret version af de samme ting, Corollary 3.3:

## Fordelingen for den standardiserede feil vi begår:

Assume that  $X_1, \ldots, X_n$  are independent and identically normally distributed random variables,  $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$  where  $i = 1, \ldots, n$ , then:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N\left(0, 1^2\right)$$

That is, the standardized sample mean Z follows a standard normal distribution.

Hvordan skal alt dette omsættes til et konkret interval for  $\mu$ ?

Når nu populationsspredningen  $\sigma$  indgår i alle formlerne?

Hvordan skal alt dette omsættes til et konkret interval for  $\mu$ ?

Når nu populationsspredningen  $\sigma$  indgår i alle formlerne?

## Oplagt løsning:

Anvend estimatet s i stedet for  $\sigma$  i formlerne!



Hvordan skal alt dette omsættes til et konkret interval for  $\mu$ ?

Når nu populationsspredningen  $\sigma$  indgår i alle formlerne?

## Oplagt løsning:

Anvend estimatet s i stedet for  $\sigma$  i formlerne!

#### MEN MEN:

Så bryder den givne teori faktisk sammen!!

Hvordan skal alt dette omsættes til et konkret interval for  $\mu$ ?

Når nu populationsspredningen  $\sigma$  indgår i alle formlerne?

### Oplagt løsning:

Anyend estimatet s i stedet for  $\sigma$  i formlerne!

#### MEN MEN:

Så bryder den givne teori faktisk sammen!!

#### **HEI DIGVIS:**

Der findes en udvidet teori, der kan klare det!!

# Theorem 3.4: More applicable extension of the same stuff: (kopi af Theorem 2.49)

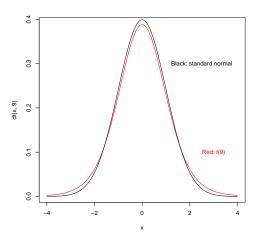
### t-fordelingen tager højde for usikkerheden i at bruge s:

Assume that  $X_1, \ldots, X_n$  are independent and identically normally distributed random variables, where  $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$  and  $i = 1, \dots, n$ , then:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t$$

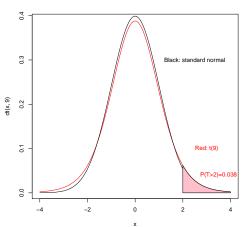
where t is the t-distribution with n-1 degrees of freedom.

# t-fordelingen med 9 frihedsgrader (n = 10):



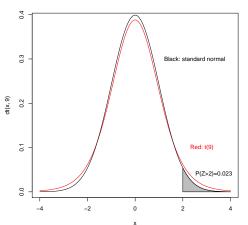


# t-fordelingen med 9 frihedsgrader og standardnormalfordelingen:





# t-fordelingen med 9 frihedsgrader og standardnormalfordelingen:





## **Oversigt**

- t-fordelingen
- Konfidensintervallet for  $\mu$ Eksempel

- Konfidensinterval for varians og spredning

DTU Compute



# Metodeboks 3.8: One-sample konfidensinterval for $\mu$

### Brug den rigtige *t*-fordeling til at lave konfidensintervallet:

For a sample  $x_1, \ldots, x_n$  the  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval is given by:

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

where  $t_{1-\alpha/2}$  is the  $100(1-\alpha)\%$  quantile from the t-distribution with n-1 degrees of freedom.



# Metodeboks 3.8: One-sample konfidensinterval for $\mu$

#### Brug den rigtige *t*-fordeling til at lave konfidensintervallet:

For a sample  $x_1, \ldots, x_n$  the  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval is given by:

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

where  $t_{1-\alpha/2}$  is the  $100(1-\alpha)\%$  quantile from the t-distribution with n-1 degrees of freedom.

### Mest almindeligt med $\alpha = 0.05$ :

The most commonly used is the 95%-confidence interval:

$$\bar{x} \pm t_{0.975} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

# Højde-eksempel

## The t-quantiles for 
$$n=10$$
: qt(0.975,9)

[1] 2.2622

Og vi kan genkende det allerede angivne resultat:

$$178 \pm 2.26 \cdot \frac{12.21}{\sqrt{10}}$$

which is:

$$178 \pm 8.74 = [169.3; 186.7]$$

# Højde-eksempel, 99% Konfidensinterval (CI)

qt(0.995,9)

[1] 3.2498

$$178 \pm 3.25 \cdot \frac{12.21}{\sqrt{10}}$$

som giver

$$178 \pm 12.55 = [165.4; 190.6]$$



# Der findes en R-funktion, der kan gøre det hele (og lidt mere til):

```
x \leftarrow c(168, 161, 167, 179, 184, 166, 198, 187, 191, 179)
t.test(x,conf.level=0.99)
##
    One Sample t-test
##
##
## data:
## t = 46.096, df = 9, p-value = 5.326e-12
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
   99 percent confidence interval:
   165.45 190.55
##
## sample estimates:
## mean of x
         178
##
```

## **Oversigt**

- t-fordelingen
- Eksempel
- Den statistiske sprogbrug og formelle ramme

- Konfidensinterval for varians og spredning

DTU Compute



### Den formelle ramme for statistisk inferens

### Fra eNote, Chapter 1:

- An observational unit is the single entity/level about which information is sought (e.g. a person) (Observationsenhed)
- The statistical population consists of all possible "measurements" on each observational unit (Population)
- The sample from a statistical population is the actual set of data collected. (Stikprøve)

### Den formelle ramme for statistisk inferens

### Fra eNote, Chapter 1:

- An observational unit is the single entity/level about which information is sought (e.g. a person) (Observationsenhed)
- The statistical population consists of all possible "measurements" on each observational unit (Population)
- The sample from a statistical population is the actual set of data collected. (Stikprøve)

### Sprogbrug og koncepter:

- $\mu$  og  $\sigma$  er parametre, som beskriver populationen
- $\bar{x}$  er estimatet for  $\mu$  (konkret udfald)
- $\bar{X}$  er estimatoren for  $\mu$  (nu set som stokastisk variabel)
- Begrebet 'statistic(s)' er en fællesbetegnelse for begge

Fra eNote, Chapter 1, højdeeksempel

Vi måler højden for 10 tilfældige personer i Danmark

Fra eNote, Chapter 1, højdeeksempel

Vi måler højden for 10 tilfældige personer i Danmark

Stikprøven/The sample:

De 10 konkrete talværdier:  $x_1, \ldots, x_{10}$ 

### Fra eNote, Chapter 1, højdeeksempel

Vi måler højden for 10 tilfældige personer i Danmark

### Stikprøven/The sample:

De 10 konkrete talværdier:  $x_1, \ldots, x_{10}$ 

### Populationen:

Højderne for alle mennesker i Danmark.

Fra eNote, Chapter 1, højdeeksempel

Vi måler højden for 10 tilfældige personer i Danmark

### Stikprøven/The sample:

De 10 konkrete talværdier:  $x_1, \ldots, x_{10}$ 

### Populationen:

Højderne for alle mennesker i Danmark.

### Observationsenheden:

En person

## Statistisk inferens = Learning from data

### Learning from data:

Is learning about parameters of distributions that describe populations.

## Statistisk inferens = Learning from data

### Learning from data:

Is learning about parameters of distributions that describe populations.

### Vigtigt i den forbindelse:

Stikprøven skal på meningsfuld vis være repræsentativ for en eller anden veldefineret population

## Statistisk inferens = Learning from data

### Learning from data:

Is learning about parameters of distributions that describe populations.

### Vigtigt i den forbindelse:

Stikprøven skal på meningsfuld vis være repræsentativ for en eller anden veldefineret population

#### Hvordan sikrer man det:

F.eks. ved at sikre at stikprøven er fuldstændig tilfældig udtaget

## Tilfældig stikprøveudtagning

### Definition 3.11:

- A random sample from an (infinite) population: A set of observations  $X_1, X_2, ..., X_n$  constitutes a random sample of size n from the infinite population f(x) if:
  - Each  $X_i$  is a random variable whose distribution is given by f(x)
  - These n random variables are independent

## Tilfældig stikprøveudtagning

### Definition 3.11:

- A random sample from an (infinite) population: A set of observations  $X_1, X_2, ..., X_n$  constitutes a random sample of size n from the infinite population f(x) if:
  - Each  $X_i$  is a random variable whose distribution is given by f(x)
  - 2 These n random variables are independent

### Hvad betyder det????

- Alle observationer skal komme fra den samme population
- 2 De må IKKE dele information med hinanden (f.eks. hvis man havde udtaget hele familier i stedet for enkeltindivider)

## **Oversigt**

- t-fordelingen
- Eksempel
- Ikke-normale data, Central Grænseværdisætning (CLT)
- Konfidensinterval for varians og spredning



### Theorem 3.13: The Central Limit Theorem

### Uanset hvad bliver fordelingen for et gennemsnit en normalfordeling:

Let X be the mean of a random sample of size n taken from a population with mean  $\mu$  and variance  $\sigma^2$ , then

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

is a random variable whose distribution function approaches that of the standard normal distribution,  $N(0, 1^2)$ , as  $n \to \infty$ 

### Theorem 3.13: The Central Limit Theorem

### Uanset hvad bliver fordelingen for et gennemsnit en normalfordeling:

Let X be the mean of a random sample of size n taken from a population with mean  $\mu$  and variance  $\sigma^2$ , then

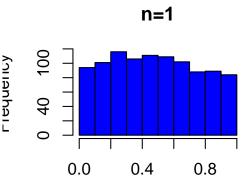
$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

is a random variable whose distribution function approaches that of the standard normal distribution,  $N(0, 1^2)$ , as  $n \to \infty$ 

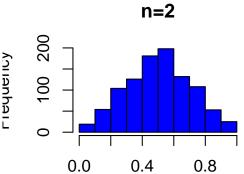
Dvs., hvis n er stor nok, kan vi (tilnærmelsesvist) antage:

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1^2)$$

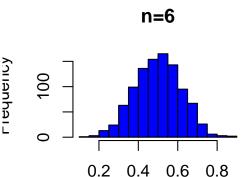
```
n=1
k=1000
u=matrix(runif(k*n),ncol=n)
hist(apply(u,1,mean),col="blue",main="n=1",xlab="Means")
```



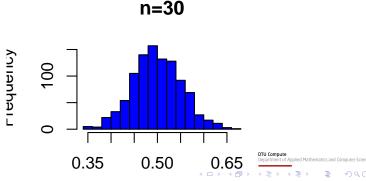
```
n=2
k=1000
u=matrix(runif(k*n),ncol=n)
hist(apply(u,1,mean),col="blue",main="n=2",xlab="Means")
```



```
n=6
k=1000
u=matrix(runif(k*n),ncol=n)
hist(apply(u,1,mean),col="blue",main="n=6",xlab="Means")
```



```
n = 30
k=1000
u=matrix(runif(k*n),ncol=n)
hist(apply(u,1,mean),col="blue",main="n=30",xlab="Means", nclass=15
```



### Konsekvens af CLT:

### Vores CI-metode virker OGSÅ for ikke-normale data:

Vi kan bruge konfidens-interval baseret på t-fordelingen i stort set alle situationer, blot n er "stor nok"

### Konsekvens af CLT:

### Vores CI-metode virker OGSÅ for ikke-normale data:

Vi kan bruge konfidens-interval baseret på t-fordelingen i stort set alle situationer, blot n er "stor nok"

#### Hvad er "stor nok"?

Faktisk svært at svare præcist på, MEN:

- Tommelfingerregel:n > 30
- Selv for mindre n kan formlen være (næsten)gyldig for ikke-normale data.

## **Oversigt**

- t-fordelingen
- Eksempel

- En formel fortolkning af konfidensintervallet
- Konfidensinterval for varians og spredning



I det lange løb fanger vi den sande værdi i 95% af tilfældene:

Konfidensintervallet vil variere i både bredde (s) og position  $(\bar{x})$  hvis man gentager sit studie.

I det lange løb fanger vi den sande værdi i 95% af tilfældene:

Konfidensintervallet vil variere i både bredde (s) og position ( $\bar{x}$ ) hvis man gentager sit studie.

Mere formelt udtrykt (Theorem 3.4 og 2.49):

$$P\left(\frac{|\bar{X} - \mu|}{S/\sqrt{n}} < t_{0.975}\right) = 0.95$$

I det lange løb fanger vi den sande værdi i 95% af tilfældene:

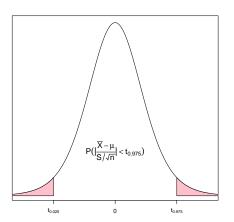
Konfidensintervallet vil variere i både bredde (s) og position ( $\bar{x}$ ) hvis man gentager sit studie.

Mere formelt udtrykt (Theorem 3.4 og 2.49):

$$P\left(\frac{|\bar{X} - \mu|}{S/\sqrt{n}} < t_{0.975}\right) = 0.95$$

Som er ækvivalent med:

$$P\left(\bar{X} - t_{0.975} \frac{S}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + t_{0.975} \frac{S}{\sqrt{n}}\right) = 0.95$$



## **Oversigt**

- t-fordelingen
- Eksempel

- Konfidensinterval for varians og spredning

DTU Compute



### Produktion of tabletter

Vi producere pulverblanding og tabletter deraf, så koncenttrationen af det aktive stof i tabletterne skal være 1 mg/g med den mindst mulige spredning. En tilfældig stikprøve udtages, hvor vi måler mængden af aktivt stof.

## Stikprøvefordelingen for varians-estimatet (Theorem 2.53)

Variansestimater opfører sig som en  $\chi^2$ -fordeling:

Let

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2}$$

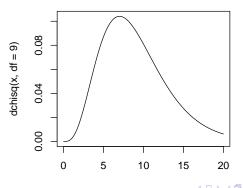
then:

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

is a stochastic variable following the  $\chi^2$ -distribution with v=n-1 degrees of freedom.

# $\chi^2$ -fordelingen med $\nu=9$ frihedsgrader

```
x < - seq(0, 20, by = 0.1)
plot(x, dchisq(x, df = 9), type = "l")
```



## Metode 3.18: Konfidensinterval for stikprøvevarians og -spredning

#### Variansen:

A  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval for a sample variance  $\hat{\sigma}^2$  is:

$$\left[\frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}; \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2}\right]$$

where the quantiles come from a  $\chi^2$ -distribution with  $\nu=n-1$  degrees of freedom.

### Spredningen:

A  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval for the sample standard deviation  $\hat{\sigma}$  is:

$$\left[\sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}}};\ \sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\alpha/2}}}\right]$$

## Metode 3.18: Konfidensinterval for stikprøvevarians og -spredning

#### Variansen:

A  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval for a sample variance  $\hat{\sigma}^2$  is:

$$\left[\frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}; \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2}\right]$$

where the quantiles come from a  $\chi^2$ -distribution with  $\nu=n-1$  degrees of freedom.

### Spredningen:

A  $100(1-\alpha)\%$  confidence interval for the sample standard deviation  $\hat{\sigma}$  is:

$$\left[\sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}}};\ \sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\alpha/2}}}\right]$$

#### Data:

En tilfældig stikprøve med n=20 tabletter er udtaget og fra denne får man:

$$\hat{\mu} = \bar{x} = 1.01, \ \hat{\sigma}^2 = s^2 = 0.07^2$$



#### Data:

En tilfældig stikprøve med n=20 tabletter er udtaget og fra denne får man:

$$\hat{\mu} = \bar{x} = 1.01, \ \hat{\sigma}^2 = s^2 = 0.07^2$$

95%-konfidensinterval for variansen - vi skal bruge  $\chi^2$ -fraktilerne:

$$\chi^2_{0.025} = 8.9065, \; \chi^2_{0.975} = 32.8523$$

$$qchisq(c(0.025, 0.975), df = 19)$$

[1] 8.9065 32.8523

### Så konfidensintervallet for variansen $\sigma^2$ bliver:

$$\left[\frac{19 \cdot 0.7^2}{32.85}; \ \frac{19 \cdot 0.7^2}{8.907}\right] = [0.002834; \ 0.01045]$$

### Så konfidensintervallet for variansen $\sigma^2$ bliver:

$$\left[\frac{19 \cdot 0.7^2}{32.85}; \ \frac{19 \cdot 0.7^2}{8.907}\right] = [0.002834; \ 0.01045]$$

### Og konfidensintervallet for spredningen $\sigma$ bliver:

$$\left[\sqrt{0.002834};\ \sqrt{0.01045}\right] = [0.053;\ 0.102]$$

## Højdeeksempel

Vi skal bruge  $\chi^2$ -fraktilerne med  $\nu = 9$  frihedsgrader:

$$\chi^2_{0.025} = 2.700389, \ \chi^2_{0.975} = 19.022768$$

$$qchisq(c(0.025, 0.975), df = 9)$$

[1] 2.7004 19.0228

## Højdeeksempel

Vi skal bruge  $\chi^2$ -fraktilerne med  $\nu = 9$  frihedsgrader:

$$\chi^2_{0.025} = 2.700389, \; \chi^2_{0.975} = 19.022768$$

$$qchisq(c(0.025, 0.975), df = 9)$$

[1] 2.7004 19.0228

Så konfidensintervallet for højdespredningen  $\sigma$  bliver:

$$\left| \sqrt{\frac{9 \cdot 12.21^2}{19.022768}}; \sqrt{\frac{9 \cdot 12.21^2}{2.700389}} \right| = [8.4; 22.3]$$

## Eksempel - Højde af 10 studerende - recap:

Stikprøve, n = 10:

168 161 167 179 184 166 198 187 179

Sample mean og standard deviation:

$$\bar{x} = 178$$

$$s = 12.21$$

Estimerer population mean og standard deviation:

$$\hat{\mu} = 178$$

$$\hat{\sigma} = 12.21$$

NYT:Konfidensinterval,  $\mu$ :

$$178\pm2.26\cdot\frac{12.21}{\sqrt{10}}\Leftrightarrow [169.3;\ 186.7]$$

NYT:Konfidensinterval.  $\sigma$ :

Foråret 2015

## **Oversigt**

- Eksempel
- Fordelingen for gennemsnittet t-fordelingen
- Konfidensintervallet for  $\mu$ Eksempel
- Den statistiske sprogbrug og formelle ramme
- Ikke-normale data, Central Grænseværdisætning (CLT)
- En formel fortolkning af konfidensintervallet
- Konfidensinterval for varians og spredning