

TMA4240

F16

Punktestimering [9.1-9.3]

MÅL: finne anslag for ukjent parameter i valgt populasjon ut i fra et tilfeldig utvalg.

a) Spiringsgrad

Populasjon: alle frø fra arten, med fokus på spiringsgrad.

Trekker ett frø fra populasjonen, plønt og se om frøet spirer.

Ukjent spiringsgrad: p

Utvalg: trekker tilfeldig n frø og X av de spirer. X = antall spirede frø

$$X \sim \text{bin}(n, p)$$

↓
Suksess

b) $VO_2\max$

Populasjon: menn i Nord-Trøndelag -
se på deres oksygenopptak. Antar
normalfordelt populasjon med ukjent
forventningsverdi μ og ukjent
standardavvik σ .

Uttvalg: X_1, \dots, X_n uavhengige
 $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

ANSLAG FOR PARAMETERE

a) Anslag for ρ : $\frac{\bar{X}}{n}$, skriver $\hat{\rho} = \frac{\bar{X}}{n}$
 (n, \bar{X}) SV \downarrow
SV \nearrow tall

b) Anslag for μ : $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, skriver $\hat{\mu} = \bar{X}$
 (X_1, \dots, X_n)
 σ^2 : $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \rightarrow S^2$
 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \rightarrow \hat{\sigma}^2$ 2

Fokus på \bar{X} : fordelingen til
gjennomsnittet og sentralgrenseteoremet
[8.4]

X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f. $f(x)$
↑
uavhengige }
identisk } fordelt

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad E(X_i) = \mu, \quad \text{Var}(X_i) = \sigma^2$$

Før generell $f(x)$ kan vi bruke met. til
å finne fordeling til \bar{X} , men det kan
være en ukjent fordeling.

Når n er stor ($n \geq 30$) bruker
vi sentralgrenseteoremet

Husk: $E(\bar{X}) = \mu$

$$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$\text{SD}(\bar{X}) = \sqrt{\text{Var}(\bar{X})} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$Z = \frac{\bar{X} - E(\bar{X})}{SD(\bar{X})} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(0,1)$$

Så, selv om X ikke er normalfordelt vil \bar{X} bli normalfordelt for store n .

For symmetriske fordelinger betyr dette raskere enn for asymmetriske (skjeve) fordelinger.

Merk: Hvis $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(0,1)$

Betyr det også at

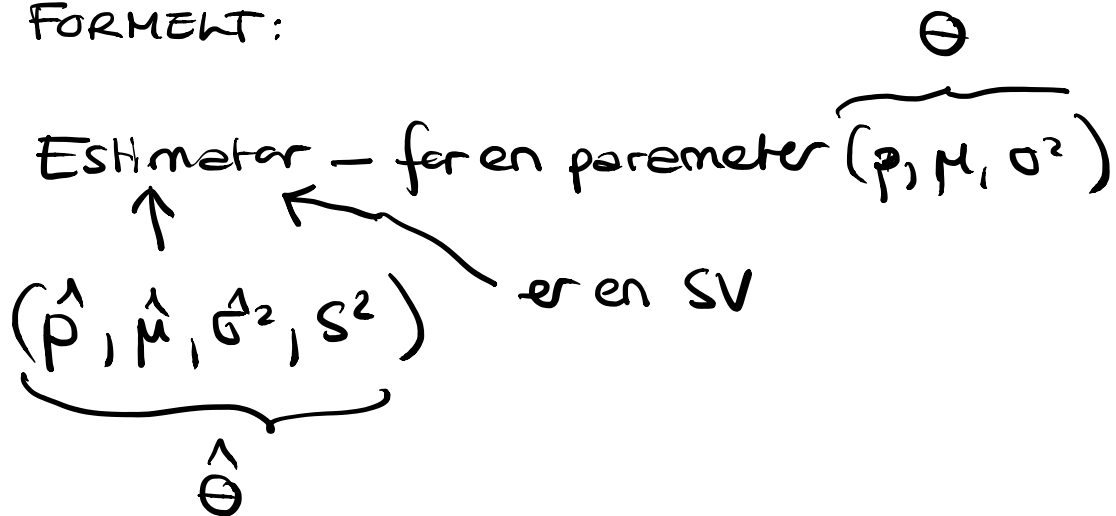
$$\bar{X} \text{ er tilnærmet } N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

og siden $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, betyr det

også at

$$\sum_{i=1}^n X_i \text{ er tilnærmet } N(n\mu, n\sigma^2)$$

FORMELT:



Estimat: verdien av estimatoren når n her satt inn observerte data.

$$(\hat{\rho}, \hat{\mu}, s^2, \hat{\sigma}^2)$$

a) Spiring av frø, $n = 1200$, $x = 987$

Estimator: $\hat{p} = \frac{X}{n}$, Estimat: $\hat{p} = \frac{987}{1200}$
 $= \underline{\underline{0.82}}$

b) VO_2 max

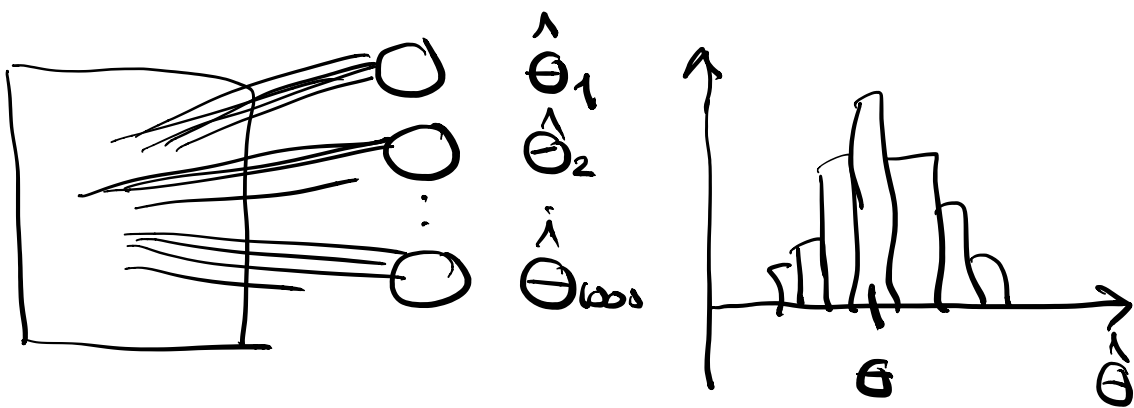
Estimator: $\hat{\mu} = \bar{X}$, estimat $\hat{\mu} = 136$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \text{ estimat } s^2 = 665$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Hvilke egenskaper bør en god
estimator, $\hat{\theta}$, ha?

1) Hvis vi bruker estimatoren gjentatte
ganger (på ulike utvalg fra samme
populasjon) vil vi at gjennomsnittet
angir rett verdi av parameteren.



$$E(\hat{\theta}) = \theta \leftarrow \text{estimatoren } \hat{\theta}$$

er forventningsrett.

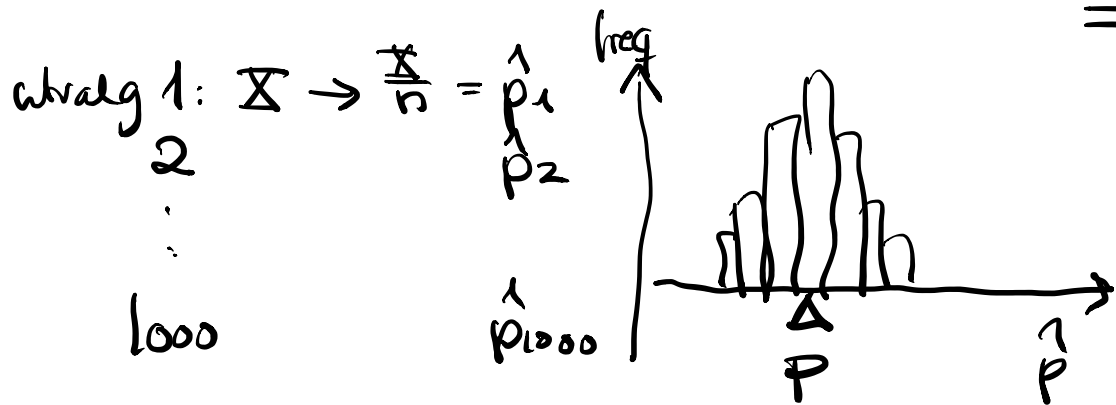
(unbiased)

$E(\hat{\theta}) > \theta \Rightarrow$ gjennomgående for høye
anslag av θ

$E(\hat{\theta}) < \theta \Rightarrow$ ————— lowe θ

$$a) \hat{p} = \frac{\sum X}{n}, \quad X \sim \text{bin}(n, p)$$

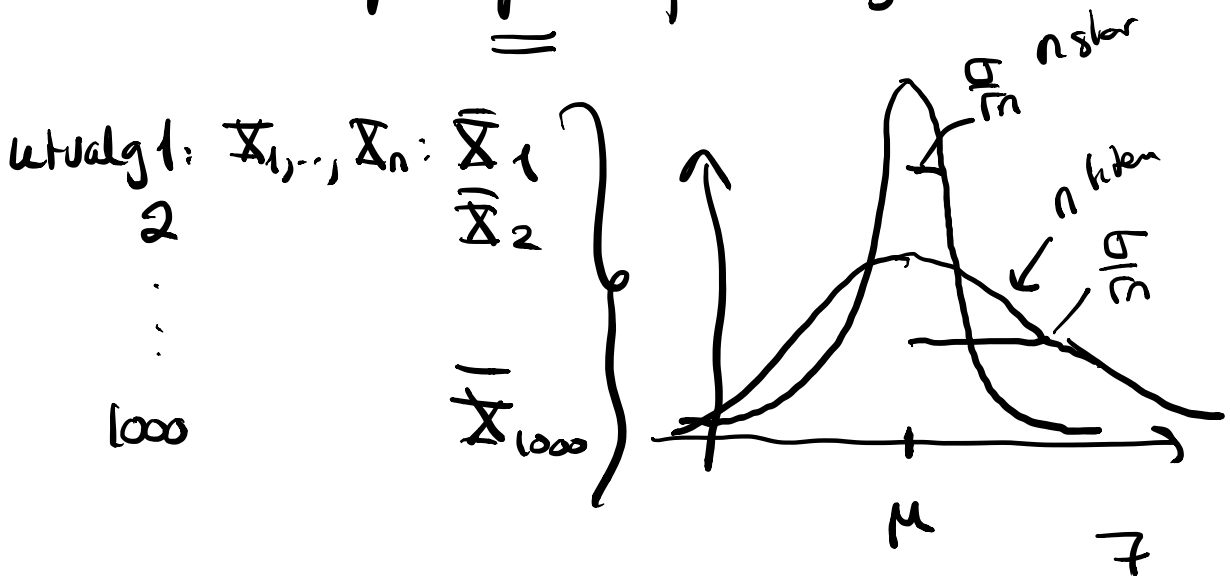
$$E(\hat{p}) = E\left(\frac{\sum X}{n}\right) = \frac{1}{n} E(\sum X) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot p = p$$



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

$$E(\hat{\mu}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i)$$

$$= \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu \quad \text{forventingsrett}$$



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

Er S^2 en forventningsrett estimator?

$$E(S^2) = E\left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right)$$

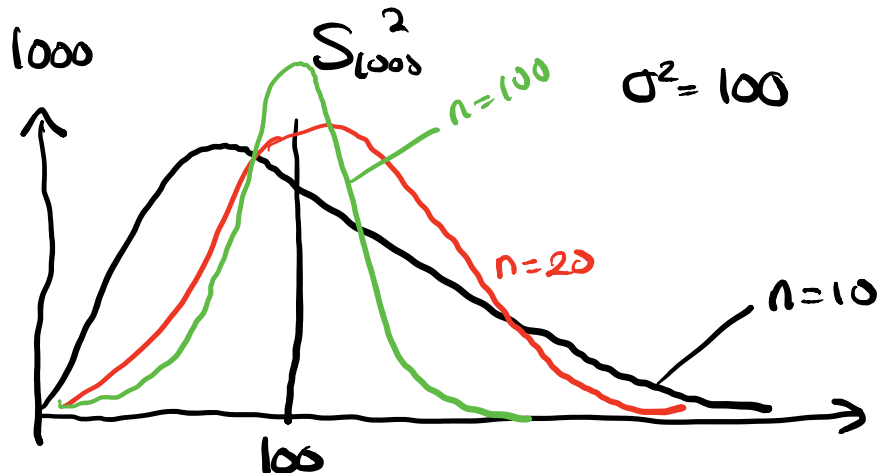
$$= \dots = \sigma^2 \quad \text{forventningsrett}$$

S^2 er forventningsrett \rightarrow som er gennemsnit
 til at den bruges som estimator for σ^2 .

Dette gælder uanset hvilken fordeling

X har. # Individuvalget

Udvalgt: X_1, \dots, X_n \downarrow
 S_1^2
 S_2^2
 \vdots



Hvilken fordeling har S^2 ? [6.7, 8.5]

La X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f $N(\mu, \sigma^2)$

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

$$\text{Da er } V = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1) \cdot S^2}{\sigma^2}$$

$$\sim \chi^2_{\nu=n-1}$$

chi-kvadratfordeling med $\nu = n-1$

Hvis $V \sim \chi^2_{\nu}$ så er $E(V) = \nu$

$$\text{Var}(V) = 2\nu$$

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

Fordelingen til S^2 :

Hvis vi vil finne f_{S^2} kan vi gjøre det ved transformasjonsformelen fra kap 7.

Hva er da $E(S^2)$?

$$E(S^2) = E\left(\frac{\sigma^2 V}{n-1}\right) = \frac{\sigma^2}{n-1} E(V)$$

$$E(V) = V = n-1$$

$$E(S^2) = \frac{\sigma^2}{n-1} \cdot n-1 = \underline{\underline{\sigma^2}}$$

Hva med $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

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

$$E(\hat{\sigma}^2) = \frac{n-1}{n} \cdot \underbrace{E(S^2)}_{\sigma^2} = \underbrace{\frac{n-1}{n}}_{\text{alltid} < 1} \cdot \sigma^2$$

$$E(\hat{\sigma}^2) < \sigma^2$$

$\hat{\sigma}^2$ underestimerer σ^2

\Rightarrow Derfor bruker vi S^2 som
estimator!