Statistik och Dataanalys I

Föreläsning 16 - Samplingfördelning och konfidensintervall för en andel

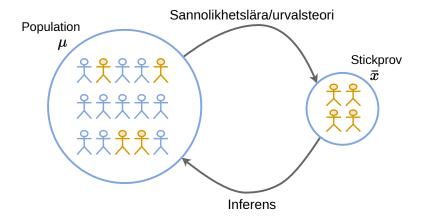
Oskar Gustafsson

Statistiska institutionen Stockholms universitet

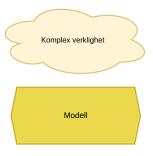
Översikt

- **Sannolikhetsmodeller** och verkligheten.
- Samplingfördelningen.
- Samplingfördelningen för en andel.

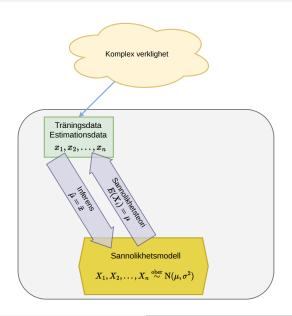
Population och stickprov - ändliga populationer



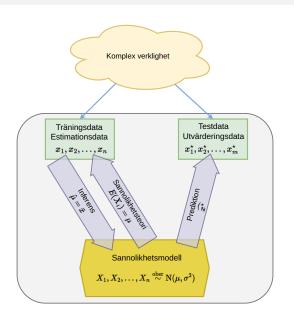
Modeller som en förenkling av verkligheten



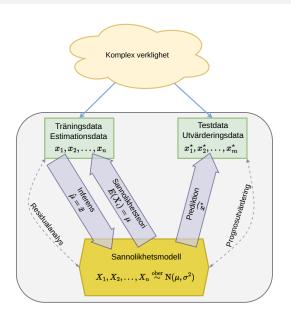
Sannolikhetsmodeller och inferens



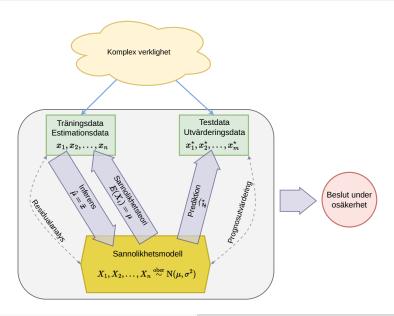
Sannolikhetsmodeller möter verkligheten - prediktion



Modellering är en iterativ process



Slutmålet är ofta beslutsfattande i en osäker värld

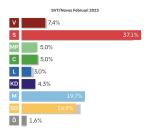


Statistika, estimator och estimat

- Statistika kvantitet som beräknas från ett stickprov.
- Andelen som röstar på socialdemokraterna i en valundersökning.
- Medelvärdet \bar{x} av inkomster för personer i ett stickprov.
- Använder en statistika för skatta en populationsparameter.
- Populationsväntevärdet μ skattas med estimatorn \bar{X} .
- För ett givet stickprov $x_1, x_2, ..., x_n$ får vi ett estimat \bar{x} av μ .

Väljarundersökningar

- Vilket parti skulle du rösta på om det var val idag?
- SVT/Novus. **Stickprov** med n = 3539 personer.



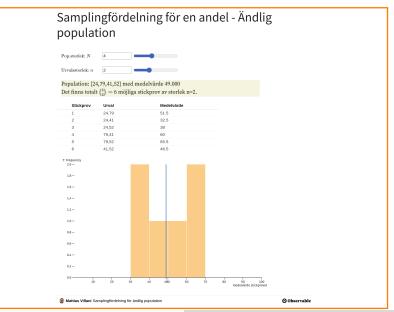
- Kontaktade via telefon eller sms. Representativt? Bortfall?
- **Populationsparameter**: andelen S-röstare i populationen *p*.
- **Population**: röstberättigade i Sverige.
- **Estimator** för att skatta *p*: andelen S-röstare i stickprovet.
- **Estimat** i SVT/Novus undersökning:

$$\hat{p} = \frac{1313}{3539} \approx 0.371 \text{ dvs } 37.1\%$$

Samplingfördelningen

- Men $\hat{p} = 0.371$ är bara ett osäkert estimat från **ett** slumpmässigt valt stickprov.
- Om vi hade frågat 3539 **andra personer** hade vi säkerligen fått ett annat estimat.
- Samplingfördelningen:
 - ► fördelningen för en estimator
 - ▶ över alla möjliga stickprov av storleken n.
- Statistiskt säkerställd förändring från månaden innan?
- Konfidensintervall för *p*: med 95% säkerhet/konfidens täcker intervallet (0.355, 0.387) den sanna andelen *p*.

Samplingfördelningen - ändlig population



Samplingfördelningen för en andel

En andel är egentligen ett medelvärde av binära variabler

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{om person } i \text{ r\"ostar på S} \\ 0 & \text{om person } i \text{ inte r\"ostar på S} \end{cases}$$

■ Populationsparameter med *N* personer i populationen:

$$p = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i}{N}$$

- Modell: $X_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Bernoulli}(p)$.
- betyder 'independent and identically distributed'.
 Oberoende och likafördelade.
- **Sampling utan återläggning** \Longrightarrow egentligen inte oberoende med samma sannolikhet p.
- Oberoende Bernoulli ändå OK modell, om stickprovet är max 10% av populationen. Korrektion ändlig population.

Samplingfördelningen för en andel

■ Vi skattar *p* med andelen i stickprovet

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

- Vilken fördelning har p̂?
- Eftersom $X_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Bernoulli}(p)$ så vet vi att:

$$Y = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim \text{Binomial}(n, p)$$

$$E(Y) = np$$
 och $SD(Y) = \sqrt{npq}$

 $\hat{p} = \frac{1}{n}Y$, så [F13 - skalning: E(aX) = aE(X) där $a = \frac{1}{n}$]

$$E(\hat{p}) = \frac{1}{n}E(Y) = \frac{1}{n}np = p$$

och [F13 - skalning: SD(aX) = |a|SD(X)]

$$SD(\hat{p}) = \left| \frac{1}{n} \right| \sqrt{npq} = \frac{1}{n} \sqrt{npq} = \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

Väntevärdesriktig estimator och stora talens lag

■ Vi skattar p med andelen i stickprovet

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

Vi vet nu att

$$E(\hat{p}) = p$$
 och $SD(\hat{p}) = \sqrt{\frac{pq}{n}}$

Estimatorn \hat{p} är väntevärdesriktig för populationsandelen p

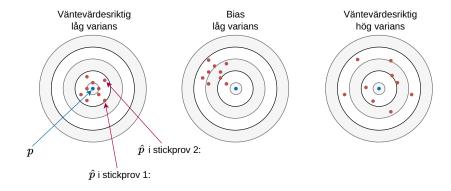
$$E(\hat{p}) = p$$

- Väntevärdesriktig = korrekt i genomsnitt, sett över alla möjliga stickprov.
- Bias

$$\operatorname{Bias}(\hat{p}) = E(\hat{p}) - p = 0$$

- \blacksquare $SD(\hat{p})$ minskar när stickprovstorleken n ökar.
- **Stora talens lag**: \hat{p} kommer vara nära p i stora stickprov.

Väntevärdesriktighet, bias och varians



Samplingfördelningen för \hat{p} - normalapproximation

 \blacksquare Väntevärde och standardavvikelse för estimatorn \hat{p}

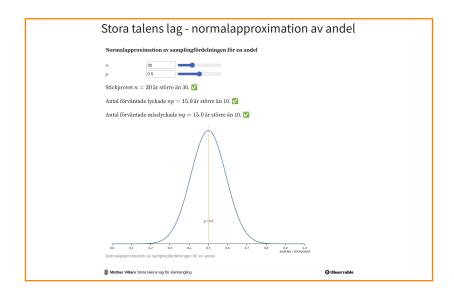
$$E(\hat{p}) = p$$
 och $SD(\hat{p}) = \sqrt{\frac{pq}{n}}$

Normalapproximation

$$\hat{p} \sim N\left(p, \sqrt{\frac{pq}{n}}\right)$$

- När är normalapproximationen tillräckligt bra?
 - ightharpoonup stickprovsstorleken $n \ge 30$ (centrala gränsvärdessatsen)
 - ▶ $np \ge 10$ och $nq \ge 10$.
 - oberoendeantagandet måste vara (hyfsat) uppfyllt.
 - > stickprovet är högst 10% av populationen.

Stora talens lag - andel



Exempel - röstandel för S

- $\hat{p} = 0.371$, men \hat{p} varierar från stickprov till stickprov.
- Normalapproximation

$$\hat{p} \sim N\left(p, \sqrt{\frac{pq}{n}}\right)$$

■ Standardavvikelse f

ör estimator

$$SD(\hat{p}) = \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

- Men vi vet inte p! Lösning: sätt in skattning \hat{p} istället för p.
- **Standardfel för estimator**

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} = \sqrt{\frac{0.371(1 - 0.371)}{3539}} \approx 0.0081$$

- Kan vi använda normalapproximation?
 - ▶ stickprovsstorleken $n = 3539 \ge 30$. ✓
 - n \hat{p} = 3539 · 0.371 = 1312.97 ≥ 10

 - Oberoendeantagandet. Slumpmässigt urval.
 - ► Högst 10% av populationen. Definitivt OK!

Normalapproximation för en andel

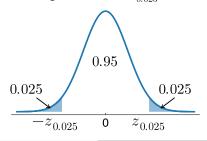
Normalapproximation

$$\hat{p} \sim N\left(p, \sqrt{\frac{pq}{n}}\right)$$

- 68-95-99.7 regeln:
 - $ightharpoonup P(\hat{p} \text{ ar högst en standardavvikelse från } p) = 0.683$
 - $ightharpoonup P(\hat{p} \text{ ar högst två standardavvikelser från } p) = 0.954$
 - $P(\hat{p} \text{ ar högst tre standardavvikelser från } p) = 0.997$
- Vanligt att vi vill ha "rundare" sannolikheter:
 - ho $P(\hat{p}$ är högst 1.645 standardavvikelser från p) = 0.90
 - ho $P(\hat{p}$ är högst 1.96 standardavvikelser från p)=0.95
 - $P(\hat{p} \text{ är högst } 2.576 \text{ standardavvikelser från } p) = 0.99$

Kritisk värde för 95%-igt konfidensintervall

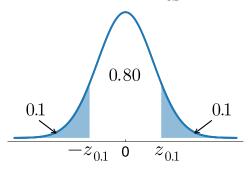
- Intervall med sannolikhet 0.95:
 - Sannolikhetsmassa **utanför** intervallet: $\alpha = 0.05$
 - Sannolikhetsmassa i vardera svans: $\alpha/2 = 0.025$
 - $z_{\alpha/2} = z_{0.025} = 1.96$
 - \triangleright 2.5% av sannolikhetsmassan till *höger* om $z_{0.025}$.
 - ▶ 97.5% av sannolikhetsmassan till *vänster* om $z_{0.025}$.
 - > $z_{0.025}$ från Z-tabell, det z där $P(Z \le z) = 1 0.025 = 0.975$ 95%-igt intervall: $z_{0.025} = 1.96$



Kritisk värde för 80%-igt konfidensintervall

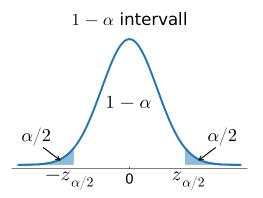
- Intervall med sannolikhet 0.8:
 - $\sim \alpha = 0.2$
 - $z_{\alpha/2} = z_{0.1} = 1.282$
 - "värdet som har 10% av sannolikhetsmassan till höger om sig i standard normalfördelning"

80%-igt intervall: $z_{0.1} = 1.282$



Kritisk värde - konfidensintervall $1-\alpha$ sannolikhet

- **Kritiskt värde för ett intervall** med sannolikhet 1α :
 - \triangleright Sannolikhetsmassa **utanför** intervallet: α
 - ightharpoonup Sannolikhetsmassa i vardera svans: $\alpha/2$
 - $ightharpoonup z_{\alpha/2}$ "har $\alpha/2$ av sannolikhetsmassan till höger om sig i standard normalfördelning"



95%-igt konfidensintervall för en andel

Normalapproximation

$$\hat{p} \sim N\left(p, \sqrt{\frac{pq}{n}}\right)$$

Approximativt 95%-igt konfidensintervall för andel p

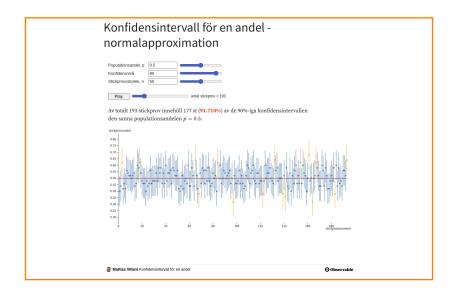
$$\hat{p} \pm z_{0.025} \cdot SE(\hat{p})$$

där

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}$$

- Intervall från givet stickprov antingen täcker eller missar p.
- Ett 95%-igt konfidensintervall kommer innehålla populationsvärdet p i 95% av alla möjliga stickprov.
- "Den sanna andelen är i intervallet med 95% säkerhet".

Konfidensintervall för en andel - interaktivt



Konfidensintervall för en andel

■ Normalapproximation

$$\hat{p} \sim N\left(p, \sqrt{\frac{pq}{n}}\right)$$

Approximativt $(1-\alpha)\%$ -igt konfidensintervall för andel p

$$\hat{p} \pm z_{\alpha/2} \cdot SE(\hat{p})$$

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}$$

- **Felmarginal** (eng. margin of error, ME): $z_{\alpha/2} \cdot SE(\hat{p})$
- Konfidensintervall:

Estimat \pm Felmarginal

- Trade-off: högre konfidensnivå ⇒ större felmarginal.
- SDM-boken: z^* istället för $z_{\alpha/2}$. SDM-boken avrundar också ofta $z_{0.025} = 1.96$ till $z^* = 2$.

Exempel - röstandel för S

- **Estimat**: $\hat{p} = 0.371$.
- **Standardfel** för estimator

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} = \sqrt{\frac{0.371(1 - 0.371)}{3539}} \approx 0.0081$$

■ 95% konfidensintervall för andelen S-röstare i populationen:

$$\hat{p} \pm z_{0.025} \cdot SE(\hat{p})$$

$$0.371 \pm 1.96 \cdot 0.0081$$

$$0.371 \pm 0.015876$$

vilket ger intervallet (0.355, 0.387).

- Intervallet (0.355, 0.387) innehåller andelen S-röstare, p, med 95% säkerhet. Men kom ihåg vad detta faktiskt betyder!
- Intervall som skapas med formeln $\hat{p} \pm z_{0.025} \cdot SE(\hat{p})$ kommer innehålla p i 95% av alla möjliga stickprov från populationen.

Konfidensintervall för andel i R

Socialdemokraternas väljarandel

```
> prop.test(x = 1313, n = 3539)
        1-sample proportions test with continuity correction
data: 1313 out of 3539
X-squared = 235.02, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true p is not equal to 0.5
95 percent confidence interval:
 0.3551012 0.3871985
sample estimates:
0.3710088
       Överlevande Titanic
> library(sda123) # for titanic data with n = 886 passengers
> prop.test(~survived. data = titanic)
       1-sample proportions test with continuity correction
data: titanic$survived [with success = 1]
X-squared = 46.002, df = 1, p-value = 1.181e-11
alternative hypothesis: true p is not equal to 0.5
95 percent confidence interval:
 0.3535443 0.4185986
sample estimates:
       D
```

0.3855693

Credits

Dessa slides skapades för kursen statistik och dataanalys 1 av Mattias Villani HT 2023, och har modifierats av Oscar Oelrich VT 2024, och Oskar Gustafsson för VT 2025.