

# Statistik och Dataanalys I

## Föreläsning 19 - Hypotestest

**Mattias Villani**



Statistiska institutionen  
Stockholms universitet



mattiasvillani.com



@matvil



@matvil



mattiasvillani

- Hypotesttest för en andel
- Hypotesttest för ett väntevärde

## Exempel: trasiga mobilskärmar

- Ett företag producerar skärmar till mobiltelefoner.
- 15% av skärmarna får pixeldefekter och måste kasseras.
- Ny teknik. Stickprov:  $n = 160$  skärmar. 14 var defekta.
- Bör företaget köpa in den nya tekniken?
- **Modell** för nya tekniken:  $X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Bernoulli}(p)$ .
- Skattning:  $\hat{p} = \frac{14}{160} = 0.0875$
- Verkar bättre, men kan vara **slumpen i detta stickprov**.
- Hur sannolikt är det att få  $\hat{p} = 0.0875$  om  $p = 0.15$ ?

# Konfidsensintervall för andelen trasiga skärmar

- **Samplingfördelning** (check:  $n\hat{p} = 14 \geq 10$ ,  $n\hat{q} = 146 \geq 10$ )

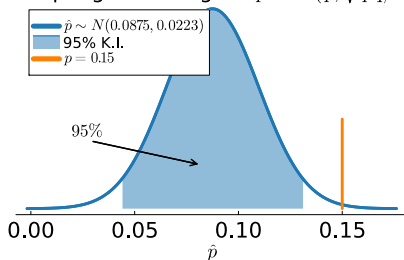
$$\hat{p} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N(p, SD(\hat{p}))$$

- $SD(\hat{p}) = \sqrt{\frac{pq}{n}}$  skattas med **standardfelet**  $SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}$ .

- **95% konfidsensintervall för  $p$**

$$\hat{p} \pm z_{0.025} \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} = 0.0875 \pm 1.96 \cdot \sqrt{\frac{0.0875 \cdot (1 - 0.0875)}{160}} \approx (0.049, 0.139)$$

Samplingfördelning för  $\hat{p} \sim N(\hat{p}, \sqrt{pq/n})$



# Hypotestest för andelen trasiga skärmar

- Företaget vill fatta beslut: köpa ny teknik eller inte?
- **Nollhypotes** ( $H_0$ ): ny teknik lika bra som gamla.
- **Alternativhypotes** ( $H_A$ ): ny teknik **inte** lika bra som gamla.

$$H_0 : p = 0.15$$

$$H_0 : p = p_0$$

$$H_A : p \neq 0.15$$

$$H_A : p \neq p_0$$

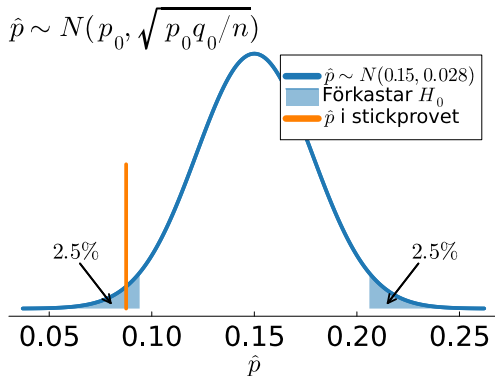
- Hur sannolikt är  $\hat{p} = 0.0875$  i stickprov om  $p = 0.15$ ?
- Samplingfördelning om  $H_0$  är sann

$$\hat{p} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N\left(p_0, \sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}\right)$$

- **Antag att nollhypotesen är sann**, dvs  $p = 0.15$

$$\text{Under } H_0 : \hat{p} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N\left(0.15, \sqrt{\frac{0.15 \cdot 0.85}{160}}\right) = N(0.15, 0.028)$$

# Hypotestest för andelen trasiga skärmar



- Ett stickprov med  $\hat{p} = 0.0875$  är osannolikt **om  $H_0$  är sann** ( $p = 0.15$ ). Vi tror därför inte på  $H_0$ .

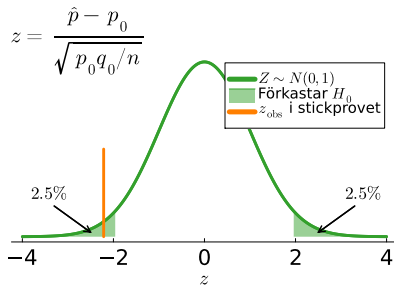
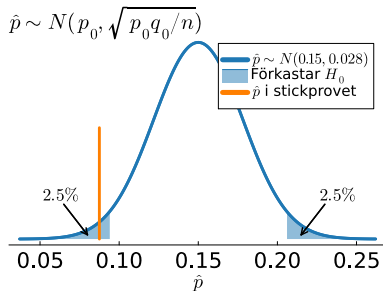
# Hypotestest för andelen trasiga skärmar

## ■ Samplingfördelning under $H_0$

$$\hat{p} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N\left(p_0, \sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}\right)$$

## ■ Standardiserad samplingfördelning under $H_0$

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}} \sim N(0, 1)$$



# Hypotestest för andelen trasiga skärmar

## ■ Teststatistika under $H_0$

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}} \sim N(0, 1)$$

## ■ Observerad teststatistika i stickprovet

$$z_{\text{obs}} = \frac{0.0875 - 0.15}{\sqrt{\frac{0.15 \cdot 0.85}{160}}} = -2.214$$

## ■ Kritiskt värde från $N(0, 1)$

$$z_{\text{crit}} = z_{0.025} = 1.96$$

$$\text{■ } |z_{\text{obs}}| = 2.214 \geq z_{\text{crit}} = 1.96$$

$\implies$  **förkastar**  $H_0$  på 5% signifikansnivå.

- Vi använder absolutbeloppet  $|z_{\text{obs}}|$  eftersom vi förkastar i båda svansarna. **Dubbelsidigt test.**



# Hypotestest för andelen trasiga skärmar

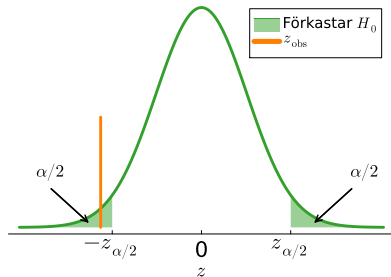
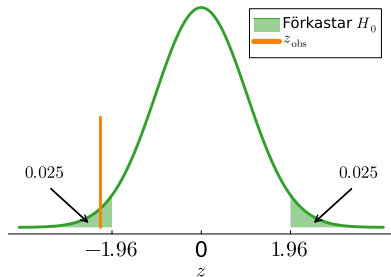
- Observerad teststatistika i stickprovet

$$z_{\text{obs}} = -2.214$$

- Kritiskt värde från  $N(0, 1)$

$$z_{\text{crit}} = z_{0.025} = 1.96$$

- $|z_{\text{obs}}| \geq z_{\text{crit}} \Rightarrow$  **förkastar**  $H_0$  på 5% signifikansnivå.



# p-värde

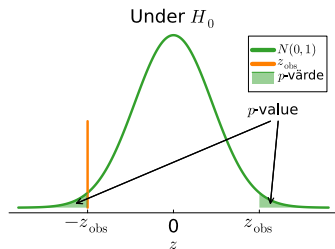
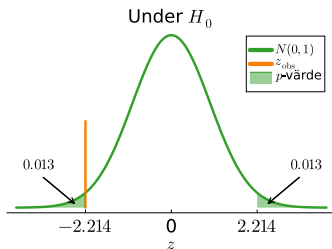
- **Beslut:** kritiskt värde  $z_{\text{crit}}$ . Förkasta  $H_0$  om  $|z_{\text{obs}}| > z_{\text{crit}}$ .
- **p-värde:** sannolikhet observera  $z_{\text{obs}}$  (eller värre) om  $H_0$  sann:

$$p\text{-värde} = P(|Z| \geq |z_{\text{obs}}| \mid H_0 \text{ är sann})$$

- $p\text{-värde} \leq 0.05 \implies$  vi förkastar  $H_0$  på 5% signifikansnivå.
- $p\text{-värde} \geq 0.05 \implies$  vi förkastar inte  $H_0$  på 5% signifikansnivå.
- Från Z-tabell (eller `pnorm(-2.214)`)

$$P(Z \leq z_{\text{obs}}) = P(Z \leq -2.214) \approx 0.013$$

- $p\text{-värdet är } 2 \cdot 0.013 = 0.026.$



## K.I. för ett väntevärde - internethastighet

- Min internethastighet (i Mbit/sekund) under fem dagar:

15.77, 20.5, 8.26, 14.37, 21.09

- Mitt bredbandsbolag: du får 20 Mbit/sekund i genomsnitt.
- Jag: hold my beer ...
- **Modell:**  $X_1, X_2, \dots, X_5 \sim N(\mu, \sigma)$  [bortse från negativa]
- Antag: enligt Bredbandskollen är  $\sigma = 5$ .
- **95% konfidensintervall**

$$\bar{x} \pm z_{0.025} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$15.998 \pm 1.96 \cdot \frac{5}{\sqrt{5}}$$

$$(11.615, 20.381)$$

# Hypotestest för ett väntevärde - känd varians

## ■ Hypoteser

$$H_0 : \mu = 20$$

$$H_A : \mu \neq 20$$

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_A : \mu \neq \mu_0$$

## ■ Teststatistiska

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{SD(\bar{X})} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

■ Om  $H_0$  sann:  $Z \sim N(0, 1)$ .

■ Internethastighet

$$z_{\text{obs}} = \frac{15.998 - 20}{\frac{5}{\sqrt{5}}} \approx -1.790$$

## ■ p-värde

$$2 \cdot P(Z \leq -1.790) \approx 2 \cdot 0.037 = 0.074$$

■ p-värde  $> 0.05 \Rightarrow$  kan inte förkasta nollhypotesen på 5% signifikansnivå.

## K.I. för ett väntevärde - skattad varians

- Antag nu att  $\sigma$  inte är känd och skattas med

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

- Internetdata:

$$s = \sqrt{\frac{(15.77 - 15.998)^2 + \dots + (21.09 - 15.998)^2}{4}} = 5.2147$$

- **95% konfidensintervall**

$$\begin{aligned} & \bar{x} \pm t_{4,0.025} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \\ & 15.998 \pm 2.776 \cdot \frac{5.2147}{\sqrt{5}} \\ & (9.523, 22.472) \end{aligned}$$

- Bredare intervall när variansen måste skattas.

# Hypotesttest för ett väntevärde - skattad varians

## ■ Teststatistiska

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{SE(\bar{X})} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

- Om  $H_0$  sann:  $T \sim t_{n-1}$ , **student-t med  $n - 1$  frihetsgrader**.
- Teststatistiska för internethastighet

$$t_{\text{obs}} = \frac{15.998 - 20}{\frac{5.2147}{\sqrt{5}}} \approx -1.716$$

- **p-värde** från  $t_4$ -fördelningen

$$2 \cdot P(T \leq -1.716) \approx 2 \cdot 0.081 = 0.162$$

- Eftersom p-värde är större än 0.05 kan jag inte förkasta nollhypotesen på 5% signifikansnivå.
- Det är nu ännu mer troligt att få  $\bar{X} = 15.998$  även om  $H_0$  är sann, dvs om  $\mu = 20$ .

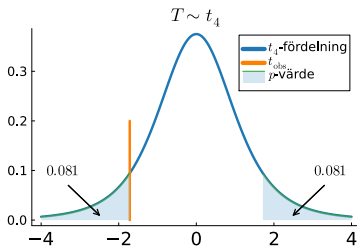
# Hypotesttest för ett väntevärde - skattad varians

## Teststatistiska

$$t_{\text{obs}} \approx -1.716$$

## p-värde från $t_4$ -fördelningen

$$2 \cdot P(T \leq -1.716) \approx 2 \cdot 0.081 = 0.162$$



# Ensidigt hypotesttest för ett väntevärde

- Egentligen vill jag nog göra ett **ensidigt test** med hypoteser

$$H_0 : \mu \geq 20$$

$$H_0 : \mu \geq \mu_0$$

$$H_A : \mu < 20$$

$$H_A : \mu < \mu_0$$

- Samma **teststatistiska**

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

- Om  $H_0$  sann:  $T \sim t_{n-1}$ , **student-t med  $n - 1$  frihetsgrader**.
- Teststatistiska

$$t_{\text{obs}} \approx -1.716$$

- **p-värde** från  $t_4$ -fördelningen

$$P(T \leq -1.716) \approx 0.081$$

- Eftersom p-värde är större än 0.05 kan jag inte förkasta nollhypotesen på 5% signifikansnivå.

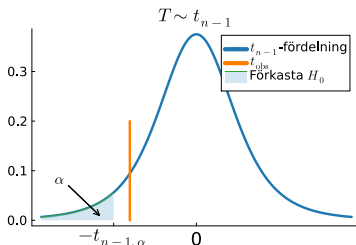
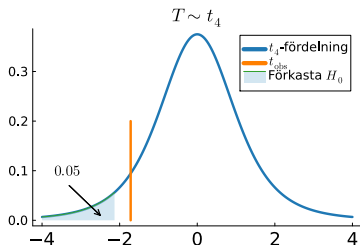


# Ensidigt hypotesttest för ett väntevärde

- Beslut-variant med kritiskt värde (jfr tidigare  $t_{4,0.025} = 2.776$ )

$$t_{4,0.05} = 2.132$$

- Eftersom  $t_{\text{obs}} = -1.716 > -2.132$  så förkastar vi inte  $H_0$  på 5% signifikansnivå.



# Hypotesttest - fatta principen bakom!

- **Hypotesttest andel.** Teststatistiska

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{SE(\hat{p})} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}}$$

- **Hypotesttest väntevärde.** Teststatistiska

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{SE(\bar{X})} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

- **Allmänt**

$$\frac{\text{Estimatet} - \text{Parametern under } H_0}{\text{Standardfel Estimator}}$$

- Är estimatet  $\bar{x}$  **tillräckligt långt från  $\mu_0$** , **i relation till samplingvariationen för  $\bar{X}$** ?

