

## Mat. stat., GU-fysik, ht 2018, Föreläsning 5.2

Förra gången introducerade vi hypotesprövning, som är ett viktigt statistiskt sätt att resonera utifrån metodiken:

- (i) Bestäm testvariabel (t.ex.  $\bar{x}$  eller  $t$ )
- (ii) Ställ upp  $H_0$  och  $H_1$
- (iii) Ta fram testet utifrån signifikansnivån:  
 $\alpha = P(\text{förkasta } H_0 \mid H_0 \text{ sann})$   
(dvs  $k_1, k_2$ )

Alternativt: Beräkna  $P = P(\text{testvariabelns värde} \mid H_0 \text{ sann})$

- (iv) Genomför testet / Jämför  $P$  med  $\alpha$  eller  $\alpha/2$ .

Som  $H_0$  väljs "i allmänhet" det man vill motbevisa.

Antag t.ex. att vi har två konkurrenter A och B som påstår att  $\mu = 200$  v.s.  $\mu = 190$ . A bör då låta

$H_0: \mu = 190$  och visa att  $P(\text{testvariabelns värde} \mid H_0 \text{ sann})$  är "löjligt liten", och vice versa för B.

### Tecken-test:

I många situationer har man ingen aning om vilken fördelning som observationerna kommer ifrån. Det har därför utvecklats en mängd tester som inte förutsätter någon kännedom om detta. Dessa tester kallas med ett gemensamt namn för icke-parametriska tester.

Tecken-testet är ett icke-parametriskt test som används om man har en situation med stickprov i par, men inte kan göra något normalfördelningsantagande. Det finns flera olika varianter, men vi kommer bara att studera den mest grundläggande av dessa.

Ex. Man har grävt ner 15 ytbehandlade och 15 obehandlade stålrör parvis. Efter en tid grävde man upp rören och kontrollerade i hur många par som det behandlade röret rostade mest. Man fann 3 där det behandlade röret rostade mest. Kan man med 5% felrisk påstå att ett ytbehandlat rör i genomsnitt rostar mindre än ett obehandlat?

Lös.: Vi vill testa

$H_0$ : rören rostar lika mycket  
mot

$H_1$ : behandlade rör rostar mindre

Låt  $x$  = antal par av 15 där det behandlade röret har rostade mest

Det enda vi vet är att  $x=3$ .

Om  $H_0$  är sann är det lika stor sannolikhet att ett behandlat rör rostar mer än ett obehandlat.

Alltså borde  $x$  ligga kring  $7/8$  och vara en observation på  $X \in \text{Bin}(15, 0.5)$ .

Hur sannolikt är det att  $X \leq 3$  i så fall? Jo.

$$P = P(X \leq 3 \mid X \in \text{Bin}(15, 0.5)) = P(X=0) + P(X=1) + \\ + P(X=2) + P(X=3) = \binom{15}{0} 0.5^0 \cdot 0.5^{15} + \binom{15}{1} 0.5^1 \cdot 0.5^{14} + \\ + \binom{15}{2} 0.5^2 \cdot 0.5^{13} + \binom{15}{3} 0.5^3 \cdot 0.5^{12} = 0.5^{15} + 15 \cdot 0.5^{15} + 15 \cdot 7 \cdot 0.5^{15} + \\ + 5 \cdot 7 \cdot 13 \cdot 0.5^{15} \approx 0.01758$$

$P = 0.01758 < 0.05 = \alpha$ , så direktmetoden ger att vi med 5% felrisk kan säga att ytbehandlingen har effekt.

Ex. Vid ett hållfasthetsprov undersöktes 13 stålstavar av varierande tjocklek. Varje stav delades i 2 delar där den ena fick genomgå en härdningsprocedur.

Man fick följande värden (högt värde = hög hållfasthet)

Stavn.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Behandlad	70	90	54	30	112	49	67	108	109	43	53	66	85
Obehandlad	68	86	47	32	108	53	64	111	102	40	45	64	80

Testa på 5% sign.nivå hypotesen att behandlingen inte påverkar hållfastheten, mot att den påverkas.

Lös.: Vi har stickprov i par men kan inte göra något normalfördelningsantagande. Istället gör vi ett teckentest. Vi vill testa

$H_0$ : behandlingen påverkar i genomsnitt inte hållfastheten  
mot

$H_1$ : behandlingen påverkar i genomsnitt hållfastheten

Lämplig testvariabel:  $X =$  antal par där den behandlade delen har ett lägre värde än den obehandlade  $= 3$

Om  $H_0$  sann så  $X$  observation på  $X \in \text{Bin}(13, 0.5)$

$$\Rightarrow P = P(X \leq 3 | X \in \text{Bin}(13, 0.5)) = 0.04614$$

$$P = 0.04614 > 0.025 = \frac{\alpha}{2} \Rightarrow$$

$\Rightarrow H_0$  kan inte förkastas med 5% felrisk

Ann.: Om  $H_1$ : behandlingen ökar i genomsnitt hållfastheten, så kan  $H_0$  förkastas.

Vi avslutar med en rest från tidigare (vecka 2) och ett tips inför returen av intämning 1.

Approximationer: (N4.6)

I många sammanhang (speciellt med binomialfördelningar) är det svårt att beräkna olika sannolikheter exakt.

Några av dessa kan förenklas av att använda följande approximationer:

Sats: (i) Om  $X \in \text{Bin}(n, p)$  där  $n > 10$  och  $p < 0.1$ , så är  $X$  appr.  $Po(n \cdot p)$ -fördelad.

(ii) Om  $X \in \text{Bin}(n, p)$  där  $np(1-p) > 10$  så är  $X$  appr.  $N(np, \sqrt{np(1-p)})$ -fördelad.

(iii) Om  $X \in Po(\lambda)$  där  $\lambda > 15$ , så är  $X$  appr.

$N(\lambda, \sqrt{\lambda})$  - fördelad.

Ex. En firma påstår att felkvoten i ett parti enheter är högst 0.03. En köpare misstänker att felkvoten är större. För att kontrollera detta väljer man slumpmässigt ut 100 enheter och finner att 7 är defekta. Kan köparen, med 5% felrisk, påstå att firman har fel?

Lös.: Låt  $p$  = felkvoten i partiet. Vi vill testa

$$H_0: p = 0.03 \quad \text{mot} \quad H_1: p > 0.03 \quad \text{med} \quad \alpha = 5\%$$

Lämplig testvariabel:  $x$  = antal defekta bland 100

Om  $H_0$  sann så  $x$  observation på  $X \in \text{Bin}(100, 0.03)$

$$\Rightarrow P = P(X \geq 7 \mid X \in \text{Bin}(100, 0.03)) =$$

$$= 1 - P(X \leq 6 \mid X \in \text{Bin}(100, 0.03)) = \dots \text{ Blå!}$$

Idé: Appendix, sid. 687-691 lista  $\text{Bin}(n, p) \Rightarrow$

$\Rightarrow \dots \Rightarrow$  Fail! Endast upp till  $n=20$

Ny idé:  $n = 100 > 10$ ,  $p = 0.03 < 0.1 \Rightarrow$

$$\Rightarrow \text{Bin}(100, 0.03) \approx \text{Po}(100 \cdot 0.03) = \text{Po}(3)$$

$$\Rightarrow P \approx 1 - P(X \leq 6 \mid X \in \text{Po}(3)) = \{\text{appendix, sid. 691-692}\}$$

$$= 1 - 0.966 = 3.4\%$$

$P = 0.034 < 0.05 = \alpha \Rightarrow H_0$  kan förkastas  
med 5% felrisk

Ex. "relaterat" till mätning 1

Ex. Antag att  $X_1$  och  $X_2$  är oberoende observationer från en  $\text{Exp}(\lambda)$ -fördelning.

(a) Bestäm  $P(\min(X_1, X_2) > x)$

(b) Bestäm täthetsfunktionen till  $\min(X_1, X_2)$

Lösn.:  $X_i \in \text{Exp}(\lambda) \Rightarrow f_{X_i}(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{om } x \geq 0 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$

och  $F_{X_i}(x) = P(X_i \leq x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{om } x \geq 0 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$

(a)  $P(\min(X_1, X_2) > x) = P(X_1 > x \text{ och } X_2 > x) =$

$= \text{\{ober. \}} = P(X_1 > x) \cdot P(X_2 > x) =$

$= (1 - P(X_1 \leq x))(1 - P(X_2 \leq x)) =$

$= (1 - (1 - e^{-\lambda x}))(1 - (1 - e^{-\lambda x})) =$

$= (e^{-\lambda x})^2 = \underline{\underline{e^{-2\lambda x}}}$  om  $x \geq 0$  (0 annars)

(b)  $F_{\min(X_1, X_2)}(x) = P(\min(X_1, X_2) \leq x) =$

$= 1 - P(\min(X_1, X_2) > x) \stackrel{(a)}{=} 1 - e^{-2\lambda x}$  om  $x \geq 0$

$\Rightarrow f_{\min.}(x) = F'_{\min.}(x) = \underline{\underline{2\lambda e^{-2\lambda x}}}$  om  $x \geq 0$