

# Lösningförslag TMS136 (2016-08-21).

- 1) a)  $X_1, \dots, X_n$  är ett stickprov från  $X$  om  $X_1, \dots, X_n$  är oberoende och har samma fördelning som  $X$ .
- b) En skattare är en funktion av stickprovet. En skattning är resultatet av skattaren då stickprovet observerats.
- c) Skattaren  $\hat{\theta}$  kallas väntevärdesriktig om  $E(\hat{\theta}) = \theta$ .
- d) T.ex. skattarens varians.

2)  $A, B$  oberoende  $\Leftrightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B)$ .

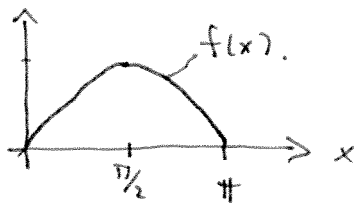
$$\begin{aligned} \bullet P(A \cap B^c) &= P(\text{diagram}) = P(A) - P(A \cap B) = \overset{A, B}{\text{oberoende}} = \\ &= P(A) - P(A)P(B) = P(A)[1 - P(B)] = P(A)P(B^c) \\ &\therefore A, B^c \text{ oberoende.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bullet P(A^c \cap B^c) &= 1 - P(A \cup B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(A \cap B)] = \\ &= 1 - P(A) - P(B) + P(A)P(B) = (1 - P(A)) - P(B)[1 - P(A)] = \\ &= P(A^c) - P(B)P(A^c) = P(A^c)[1 - P(B)] = P(A^c)P(B^c). \end{aligned}$$

$\therefore$  Ja!

$$3) X \sim f(x) = c \sin x, \quad x \in [0, \pi].$$

$$a) 1 = \int_0^{\pi} f(x) dx = \int_0^{\pi} c \cdot \sin x dx = c [-\cos x]_0^{\pi} = 2c. \quad \therefore c = \frac{1}{2}.$$

$$b) f(x) = \frac{\sin x}{2}, \quad \text{observerna: } \frac{1}{2}$$


Pga symmetri är

$$E[X] = \frac{\pi}{2}.$$

$$c) \text{Var}(X) = E[X^2] - E[X]^2$$

$$2 \cdot E[X^2] = \int_0^{\pi} x^2 \sin x dx = x^2(-\cos x) \Big|_0^{\pi} - \int_0^{\pi} 2x(-\cos x) dx.$$

$$= \pi^2 + \int_0^{\pi} 2x \cos x dx = \pi^2 + \underbrace{2x \sin x}_0 \Big|_0^{\pi} - \int_0^{\pi} 2 \sin x dx =$$

$$= \pi^2 - 2 [-\cos x]_0^{\pi} = \pi^2 - 4$$

$$\therefore E[X^2] = \frac{\pi^2}{2} - 2.$$

$$\text{Var}(X) = \frac{\pi^2}{2} - 2 - \left(\frac{\pi}{2}\right)^2 = \frac{\pi^2}{4} - 2 \approx 0,4674.$$

$$4. (X_1, \dots, X_7) = (97, 234, 166, 7, 85, 17, 4).$$

a) Antaganden: Min  $n$  observationer är oberoende och är likformigt fördelade över  $\{1, 2, \dots, N\}$ , dvs.  $f(x) = \frac{1}{N}$ ,  $x \in \{1, \dots, N\}$ .

$$b) L(N) = f(x_1, N) \dots f(x_7, N) = \left(\frac{1}{N}\right)^7$$

Likelihoodfunktionen maximeras alltså av det minsta möjliga värdet på  $N$ , givet observationerna  $x_1, \dots, x_n$ .

$$\text{Dvs. av } \max\{x_1, \dots, x_7\} = 234.$$

5) Låt  $X_i = \begin{cases} 0 & \text{om Leo står still} \\ 1 & \text{om Leo går ett steg} \end{cases}$  vara

Leos beslut vid  $i$ :te sekunden. Obs.  $X_i \sim \text{Ber}(1/2)$

Sätt nu  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . Då representerar  $S_n$  sträckan Leo gått till och med  $n$ :te sekunden.

Observera att  $S_n \sim \text{Bin}(n, \frac{1}{2})$  ~~och~~ och om  $n$  är hyfsat stort kan vi approximera  $S_n \overset{\text{appr.}}{\sim} N(\frac{n}{2}, \frac{n}{4})$ .

(Kan också motiveras med centrala gränsvärdesatsen eftersom  $S_n$  är en summa av oberoende likafördelade variabler.)

$$\begin{aligned} a) P(\text{Leo har kommit 40 cm på 60 sek}) &= P(S_{60} \geq 40) = \\ &= P\left(Z \geq \frac{40 - 60/2}{\sqrt{60/4}}\right) = P\left(Z \geq \frac{10}{\sqrt{15}}\right) = P(Z \geq 2,58) = 1 - 0,995 = 0,005 \end{aligned}$$

b)  $\Rightarrow$

5b) För vilket  $n$  har vi:

$$P(S_n \geq 40) \geq 0,95 \quad ?$$

$$P\left(Z \geq \frac{40 - \frac{n}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4}}}\right) \geq 0,95 \quad \Rightarrow \quad \frac{2(40 - \frac{n}{2})}{\sqrt{n}} \geq -1,65$$

$$\Rightarrow 80 - n \geq -1,65\sqrt{n} \quad \Rightarrow \quad n - 1,65\sqrt{n} - 80 = 0$$

Sätt  $y = \sqrt{n}$ .

$$y^2 - 2(0,82)y + (0,82)^2 - 80 - (0,82)^2 = 0$$

$$(y - 0,82)^2 = 80 + (0,82)^2$$

$$y = 0,82 + \sqrt{80 + (0,82)^2} \approx 9,8$$

$$n = y^2 = 96.$$

6. Låt  $S$  och  $E$  vara händelserna att en donator är sjuk respektive ELISA-testet är positivt.

$$P(S) = 0,004$$

$$P(E|S) = 0,997 \quad (\text{Sensitivitet})$$

$$P(E^c|S^c) = 0,985 \quad (\text{Noggrannhet})$$

$$a) \quad P(E^c|S) = 1 - P(E|S) = 1 - 0,997 = 0,003$$

$$b) \quad P(S|E) = \frac{P(S \cap E)}{P(E)} = \frac{P(E|S)P(S)}{P(E|S)P(S) + P(E^c|S^c)P(S^c)} =$$
$$= \frac{P(E|S)P(S)}{P(E|S)P(S) + (1 - P(E^c|S^c))P(S^c)} = 0,21$$

c) Nej, testet är till förmån att sjuka donatorer inte skall få ge blod.

d)  $H_0$ : donatorn sjuk. } Dvs. du är skyldig (dvs sjuk)  
 $H_1$ : donatorn frisk. } tills motsatsen bevisats.

$$\alpha = P(\text{förförkasta } H_0 \mid H_0 \text{ sann}) = P(E^c|S) = 1 - P(E|S) =$$
$$= 1 - \text{Sensitiviteten}.$$

$$\beta = P(\text{förförkasta inte } H_0 \mid H_0 \text{ falsk}) = P(E|S^c) =$$
$$= 1 - P(E^c|S^c) = 1 - \text{Noggrannheten}.$$

7.  $X$  = antal ruttua apelsiner i en lida.

$$H_0: X \sim \text{Bin}(24, p)$$

$$H_1: X \neq \text{Bin}(24, p).$$

Skatta först  $p$ . Under  $H_0$  är  $p$  = prop. ruttua apelsiner  ~~$\frac{4}{24}$~~

$$\text{s\u00e5 vi skatter } \hat{p} = \frac{0 \cdot 39 + 23 \cdot 1 + 12 \cdot 2 + 1 \cdot 4}{75 \cdot 24} = 0,028.$$

Med detta f\u00f6r vi

$$H_0: X \sim \text{Bin}(24; 0,028)$$

$$H_1: X \neq \text{Bin}(24; 0,028).$$

$$\text{Under } H_0 \text{ har vi: } P(X=k) = \binom{24}{k} (0,028)^k (1-0,028)^{24-k}$$

$$P(X=0) = 0,5021 \Rightarrow E_0 = E[\text{antal l\u00e4dor med 0 ruttua}] = 37,5$$

$$P(X=1) = 0,3509 \Rightarrow E_1 = 26,3$$

$$P(X=2) = 0,1175 \Rightarrow E_2 = 8,8$$

$$P(X \geq 3) = 0,0032 \Rightarrow E_3 = 2,4$$

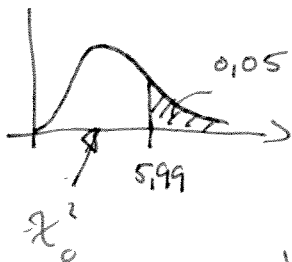
S\u00e5 i l\u00f6p:

$O_3$  = Obs. ant. l\u00e4dor med 3 eller fler ruttua = 1

Jag v\u00e4ljer  $\alpha = 0,05$ .

$$\chi^2_0 = \sum_{i=0}^3 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} = \frac{(39 - 37,5)^2}{37,5} + \frac{(23 - 26,3)^2}{26,3} + \frac{(12 - 8,8)^2}{8,8} + \frac{(1 - 2,4)^2}{2,4} = 2,4544.$$

$\chi^2_0$  har  $k - p - 1 = 4 - 1 - 1 = 2$  antal frihetsgrader



Dvs. vi kan inte f\u00f6rkasta  $H_0$ .

P-v\u00e4rdet ligger mellan 0,5 och 0,1 s\u00e5 vi hade beh\u00f6vt ta ett stort  $\alpha$  f\u00f6r att kunna f\u00f6rkasta  $H_0$ .

Jag tror  $p$  \u00e4r leumant\u00e4ren.