

$$6.6 \quad \begin{cases} P(X > 1.01) = 0.08 & (1) \\ P(X \leq 0.99) = 0.02 & (2) \end{cases}$$

$$\begin{aligned} (1): 0.08 &= P(X > 1.01) \\ &= 1 - P(X \leq 1.01) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{1.01 - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

$$\Phi\left(\frac{1.01 - \mu}{\sigma}\right) = 1 - 0.08 = 0.92$$

$$\frac{1.01 - \mu}{\sigma} = 1.41$$

$$\begin{aligned} (2): 0.02 &= P(X \leq 0.99) = \Phi\left(\frac{0.99 - \mu}{\sigma}\right) = \\ &\{ \text{komihäg: } \Phi(a) = 1 - \Phi(-a) \} \\ &= 1 - \Phi\left(-\frac{0.99 - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

$$\Phi\left(-\frac{0.99 - \mu}{\sigma}\right) = 1 - 0.02 = 0.98$$

$$-\frac{0.99 - \mu}{\sigma} = 2.05$$

$$\begin{cases} 1.01 - \mu = 1.41\sigma & (1') \\ 0.99 - \mu = -2.05\sigma & (2') \end{cases}$$

$$\begin{aligned} (1') - (2'): 1.01 - 0.99 &= 1.41\sigma + 2.05\sigma \\ \sigma &= \frac{1.01 - 0.99}{1.41 + 2.05} = 0.00578 \end{aligned}$$

$$\text{I} - (2'): -0.99 + \mu = 2.05 \cdot 0.00578$$

$$\mu = 2.05 \cdot 0.00578 + 0.99 = 1.002$$

$$\underline{\text{Svar: } \mu = 1.002 \text{ och } \sigma = 0.00578}$$

6.14 Man får anta att fjöckleken $N(0.4, 0.05)$ är angivet i cm (där 0.05 är standardavvikelsen enligt bohens notation).

Antag nu att varje kex är $X_i \in N(0.4, 0.05)$ tjökt och att fjöcklekarna är oberoende av varandra. Då blir kexpaketet totalt

$$a) L = \sum_{i=1}^{28} X_i \text{ längt.}$$

Och kexpaketet kommer att innehålla minst 28 kex om

$L < 12$. Eftersom X_i är oberoende och normal fördelade

är $\sum_{i=1}^{28} X_i$ normal fördelad med

$$\mu = E(L) = \sum_{i=1}^{28} E(X_i) = 28 \cdot 0.4 = 11.2$$

$$\sigma^2 = V(L) \stackrel{\text{ober.}}{=} \sum_{i=1}^{28} V(X_i) = 28 \cdot 0.05^2 = 0.07$$

och därmed är $L \in N(11.2, \overbrace{0.07}^{\text{OBS!} = \sigma^2})$

$$\begin{aligned} P(\text{kexpaketet innehåller minst 28 kex}) &= \\ &= P(L < 12) = P\left(\underbrace{\frac{L - 11.2}{\sqrt{0.07}}}_{\in N(0,1)} < \frac{12 - 11.2}{\sqrt{0.07}}\right) = \\ &= \Phi(3.02) = 0.9988 \end{aligned}$$

b) På liknande sätt får vi

$$L = \sum_{i=1}^{30} X_i \quad \text{så i detta fall}$$

blir $E(L) = 30 \cdot 0.4 = 12$
och $V(L) = 30 \cdot 0.05^2 = 0.075$
varmed $P(\text{minst 30 kex}) =$
 $= \Phi(0) = 0.5$

Jag tycker de också borde ha frågat

c) Vad blir $P(\text{minst 31 kex})$?

Då skulle vi fått $L \in N(12.4, 0.0775)$
varmed $P(L < 12) = \Phi\left(\frac{12 - 12.4}{\sqrt{0.0775}}\right) =$
 $= \Phi(-1.44) = 1 - \Phi(1.44) = 0.0149$

Exempel (på användning av CGS)

Ett datorprogram skall provköras i ett datornätverk bestående av 1000 datorer. Från 97 rapporteras fel där driftansvarig måste ingripa.

- a) Antag att en driftpersonalen, Anna, ägnar sig enbart åt att fixa dessa fel och att det tar henne X_i minuter att åtgärda fel i , där $E(X) = 5$ och $V(X) = 1$. Vad är sannolikheten att hon hinner fixa alla 97 fel innan hennes 8 timmars arbetsdag är slut?
- b) Hur många timmar måste Anna arbeta för att sannolikheten att hon ska hinna med alla 97 datorerna ska bli (minst) 0.9?
- c) Hur många datorer kan det maximalt finnas i nätverket så att sannolikheten att Anna hinner laga allihop på 8 timmar är minst 0.99?

a) Den tid det tar Anna att laga alla 97 datorer är $T = \sum_{i=1}^{97} X_i$ min.

där $E(T) = \sum_{i=1}^{97} E(X_i) = 97 \cdot 5 = 485$

$V(T) = \sum_{i=1}^{97} V(X_i) = 97 \cdot 1^2 = 97$

så enl. CGS är $T \overset{\text{appr.}}{\in} N(485, 97)$

varmed

$$\begin{aligned} P(\text{klar på 8 tim}) &= P(T \leq 8 \cdot 60) \\ &= \Phi\left(\frac{480 - 485}{\sqrt{97}}\right) \\ &= \Phi(-0.5077) \\ &= 1 - \Phi(0.5077) \\ &= 1 - 0.695 \\ &= \underline{0.305} \end{aligned}$$

b) Fortfarande $T \overset{\text{appr.}}{\in} N(485, 97)$ varmed

$0.9 < P(\text{klar på } n \text{ tim.}) = P(T \leq n) = \Phi\left(\frac{n - 485}{\sqrt{97}}\right)$

n	480	500	495	497	498
$\frac{n - 485}{\sqrt{97}}$	-0.5077	1.523	1.0153	1.218	1.320
$\Phi\left(\frac{n - 485}{\sqrt{97}}\right)$	0.305	0.9357	0.8461	0.8888	0.9049

Svar: Anna måste hålla på 498 min dvs 8h 18min

c) $E(T) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = 5n$

$V(T) = V\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n V(X_i) = n$

så $T \overset{\text{appr.}}{\in} N(5n, \sqrt{n})$ varmed

$0.99 < P(\text{klar på 8 tim}) = P(T \leq 8 \cdot 60) = \Phi\left(\frac{480 - 5n}{\sqrt{n}}\right)$

n	90	95	92	91
$\frac{480 - 5n}{\sqrt{n}}$	3.16	0.513	2.08	2.62
$\Phi\left(\frac{480 - 5n}{\sqrt{n}}\right)$	>0.999	0.695	0.981	0.9956

Svar: Hon klarar max 91 datorer med sannolikhet 0.99

6.28 Låt X_i vara vikten av den i :te tableten
Då är vikten av de 99 första
tablettorna

$$Y = \sum_{i=1}^{99} X_i \quad \text{och} \quad E(Y) = 99 \cdot 0.5 = 49.5$$
$$\sigma^2 = V(Y) = 99 \cdot 0.04^2 = 0.1584$$

varmed $Y \stackrel{\text{app.}}{\in} N(49.5, 0.1584)$.

Händelsen att det är minst 100
tabletter i burken är den-
samma som att vågen inte

givit utslag när 99 tabletter
hållts i vägskålen. Dvs

att vikten Y inte ännu blivit
50.5 gram. Dvs att $Y \leq 50.5$

och därmed är

$$P(\text{minst 100 tabletter}) = P(Y \leq 50.5) =$$
$$= \Phi\left(\frac{50.5 - 49.5}{\sqrt{0.1584}}\right) = 0.994$$

2.51

7.1 b)

$$\sum_{i=1}^9 x_i = 126.9$$

$$\sum_{i=1}^9 x_i^2 = 1921.29$$

En (vrr) punktskattning av σ^2 är

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right)$$

(ent. formeln (1.1) på s. 9)

Använder vi denna med $n=9$
här får vi

$$s^2 = \frac{1}{8} \left(1921.29 - \underbrace{\frac{1}{9} \cdot 126.9^2}_{1789.29} \right)$$

$$= 16.5$$

7.13

$$X_1, \dots, X_n \in R(0, \theta)$$

$$\theta_1^* = a_n \bar{X} \quad \theta_2^* = b_n \max_i X_i$$

a) a_n, b_n så att θ_1^*, θ_2^* vvr skattn. av θ

b) Vilken är effektivast?

c) Beräkna $(\theta_1^*)_{\text{obs}}, (\theta_2^*)_{\text{obs}}$ då $(x_1, \dots, x_5) = (0.3, 0.8, 1.9, 0.2, 1.5)$

a) θ_1^* $E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_i E(X_i) = \frac{1}{n} n \cdot \frac{0+\theta}{2} = \frac{\theta}{2}$
 så θ_1^* vvr om $E(\theta_1^*) = \theta$ dvs om
 $\theta = E(a_n \bar{X}) = a_n E(\bar{X}) = a_n \frac{\theta}{2}$ dvs $a_n = 2$

θ_2^* $E(\max_i X_i) = ?$ För att beräkna detta räknar vi först ut fördelningen
 $P(\max X_i \leq x) = P(X_1 \leq x)P(X_2 \leq x) \dots P(X_n \leq x)$
 $= \frac{x}{\theta} \cdot \frac{x}{\theta} \dots \frac{x}{\theta}$
 $= \frac{x^n}{\theta^n}$

så frekvensfunktionen $f_{\max}(x)$ är

$$f_{\max}(x) = \frac{d}{dx} F_{\max}(x)$$

$$= \frac{d}{dx} \left(\frac{x^n}{\theta^n} \right)$$

$$= n \frac{x^{n-1}}{\theta^n}$$

och därmed är $E(\max X_i) = \int_0^\theta x f_{\max}(x) dx =$
 $= \int_0^\theta x n \frac{x^{n-1}}{\theta^n} dx = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^n dx = \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^\theta =$
 $= \frac{n}{\theta^n} \left(\frac{\theta^{n+1}}{n+1} - \frac{0}{n+1} \right) = \frac{n}{n+1} \theta$

så för att $E(\theta_2^*) = \theta$ ska

$$\theta = b_n E(\max X_i) = b_n \frac{n}{n+1} \theta \text{ dvs } b_n = \frac{n+1}{n}$$

$$b) \quad \theta_1^* = 2\bar{X} \quad \theta_2^* = \frac{n+1}{n} \max X_i$$

Vilken skattning är effektivast

dvs vilken är minst av $V(\theta_1^*)$ och $V(\theta_2^*)$?

$$\underline{\theta_1^*} \quad V(\theta_1^*) = V(2\bar{X}) = 4V(\bar{X}) = 4 \frac{1}{n^2} \sum V(X_i) = \frac{4}{n} V(X_i)$$

$$V(X_i) = E(X_i^2) - E(X_i)^2$$

$$E(X_i^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx$$

$$= \int_0^{\theta} x^2 \frac{1}{\theta} dx$$

$$= \frac{1}{\theta} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^{\theta}$$

$$= \frac{1}{\theta} \frac{\theta^3}{3} = \frac{\theta^2}{3}$$

$$\text{så } V(X_i) = \frac{\theta^2}{3} - \left(\frac{\theta}{2}\right)^2 = \frac{\theta^2}{3} - \frac{\theta^2}{4} = \frac{\theta^2}{12}$$

$$\text{och } V(\theta_1^*) = \frac{4}{n} V(X_i) = \frac{4}{n} \cdot \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$\underline{\theta_2^*} \quad V(\theta_2^*) = V\left(\frac{n+1}{n} \max X_i\right) = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 V(\max X_i)$$

Låt $Z = \max X_i$

$$V(Z) = E(Z^2) - E(Z)^2$$

$$E(Z^2) = \int_{-\infty}^{\infty} z^2 f_{\max}(z) dz$$

$$= \int_0^{\theta} z^2 n \frac{z^{n-1}}{\theta^n} dz$$

$$= \frac{n}{\theta^n} \int_0^{\theta} z^{n+1} dz$$

$$= \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{z^{n+2}}{n+2} \right]_0^{\theta}$$

$$= \frac{n}{\theta^n} \frac{\theta^{n+2}}{n+2}$$

$$= \frac{n}{n+2} \theta^2$$

$$\begin{aligned} \text{så } V(\bar{z}) &= \frac{n}{n+2} \theta^2 - \left(\frac{n}{n+2} \theta \right)^2 \\ &= \theta^2 n \left(\frac{1}{n+2} - \frac{n}{(n+2)^2} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{varmed } V(\theta_2^*) &= \left(\frac{n+1}{n} \right)^2 V(\bar{z}) \\ &= \frac{(n+1)^2}{n^2} \theta^2 n \left(\frac{1}{n+2} - \frac{n}{(n+2)^2} \right) \\ &= \theta^2 \left(\frac{(n+1)^2}{n} \cdot \frac{1}{n+2} - \frac{(n+1)^2}{n} \cdot \frac{n}{(n+2)^2} \right) \\ &= \theta^2 \left(\frac{n^2+2n+1}{n^2+2n} - 1 \right) \\ &= \theta^2 \left(1 + \frac{1}{n^2+2n} - 1 \right) \\ &= \theta^2 \frac{1}{n(n+2)} \end{aligned}$$

så vi ska jämföra $V(\theta_1^*) = \frac{\theta^2}{3n}$ med $V(\theta_2^*) = \frac{\theta^2}{n(n+2)}$. Men $\frac{1}{3} > \frac{1}{n+2}$ då $n > 1$

så genom att förlänga med $\frac{\theta^2}{n}$ i båda led är den olikheten förs att

$$V(\theta_1^*) = \frac{\theta^2}{n} \cdot \frac{1}{3} > \frac{\theta^2}{n} \cdot \frac{1}{n+2} = V(\theta_2^*) \text{ då } n > 1$$

och alltså är θ_2^* effektivare än θ_1^* då $n > 1$.

$$c) (\theta_1)_{\text{obs}}^* = 2\bar{x} = \frac{2}{5} (0.3 + 0.8 + 1.9 + 0.2 + 1.5) = 1.88$$

$$(\theta_2)_{\text{obs}}^* = \frac{5+1}{5} \max x_i = \frac{6}{5} \cdot 1.9 = 2.28$$

9.25 250 maskiner, 60 stilla ^{funkar}
 $P(\text{maskin stilla}) = p$ $X_i = \begin{cases} 0 & 1-p \\ 1 & p \end{cases}$ _{stilla}

Testa $\begin{cases} H_0: p = 0.2 \\ H_1: p > 0.2 \end{cases}$ $\alpha = 0.01$

$$U = \sum_{i=1}^{250} X_i \in \text{Bin}(250, 0.2) \text{ under } H_0$$

$$\approx N(np_0, \sqrt{np_0(1-p_0)})$$

(ty $np_0(1-p_0) = 40 > 10$)

$u = 60$

$$\alpha_0 = P(U > 60 | H_0)$$

$$= 1 - P(U < 60 | H_0)$$

$$\approx 1 - \Phi\left(\frac{60 - np_0}{\sqrt{np_0(1-p_0)}}\right)$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{60 - 50}{\sqrt{40}}\right)$$

$$= 1 - \Phi(1.5811) \quad (\text{med halvkorr.})$$

$(1 - \Phi(1.502))$

$$= 1 - 0.9429$$

$$= 0.0571 \quad (\text{med halvkorr.})$$

(0.0668)

FACIT
0.08??

$$\alpha_0 = 0.0571 > 0.01 = \alpha \text{ s\u00e5}$$

H_0 kan ej f\u00e4rkastas p\u00e5 niv\u00e5 0.01
 (ej ens p\u00e5 0.05-niv\u00e5n!)

9.27

10000 böcker om $> 1\%$ defekta
tar 200 kort ur varje av 80 fpg ar

a) Skattning av felkvoter

$p = P(\text{ett kort är defekt})$

$$\hat{p} = \frac{\# \text{ defekta}}{\# \text{ totalt}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

där $X_i = \begin{cases} 1 & \text{om kort } i \text{ är defekt} \\ 0 & \text{om kort } i \text{ fungerar} \end{cases}$

$$\begin{aligned} \text{I detta fall } \hat{p}_{\text{obs}} &= \frac{1}{16000} (1+2+1+3+3+4+2+\dots+1) = \\ &= \frac{27+12+22+23+24+21+21+18 \text{ (radsumorna)}}{16000} = 0.0105 \end{aligned}$$

b)

Enligt CGS är $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \overset{\text{appr.}}{\infty} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

där $\mu = E(X_i) = p$ och $\sigma^2 = V(X_i) = E(X_i^2) - E(X_i)^2$

$$E(X_i^2) = 0^2 \cdot (1-p) + 1^2 \cdot p = p \Rightarrow V(X_i) = p(1-p)$$

$$\Rightarrow \hat{p} \overset{\text{appr.}}{\infty} N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right) \Rightarrow \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \overset{\text{appr.}}{\infty} N(0, 1)$$

Vi vill testa $\begin{cases} H_0: p = 0.01 \\ H_1: p > 0.01 \end{cases}$ och får

$$\frac{\sqrt{16000} (0.0105 - 0.01)}{\sqrt{0.01(1-0.01)}} = 0.63564$$

Men $\lambda_{0.001} = 3.0902$ och

$0.63564 \not> 3.0902$ så nullhypotesen kan inte förkastas, dvs bötesklausulen bör ej träda i kraft.