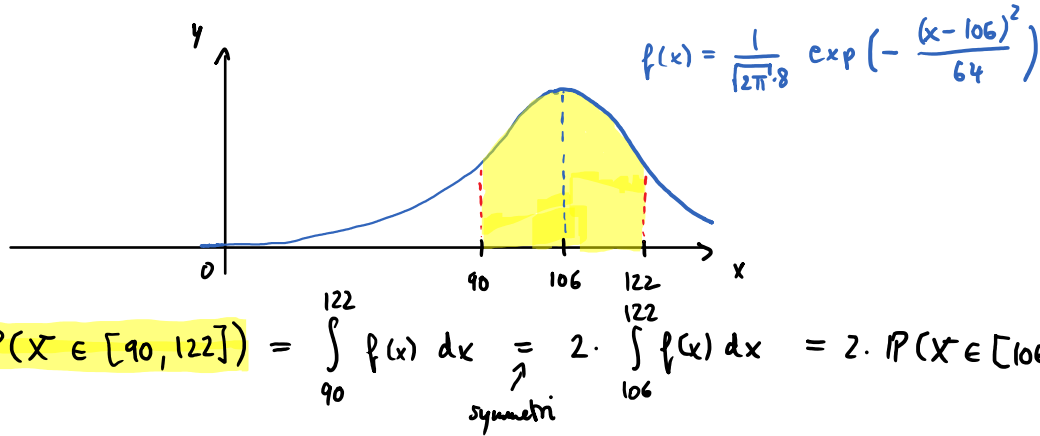


Ex. 4.42 X är normalfördelad med $\mu = 106$ och $\sigma = 8$ (i $\frac{\text{mg}}{\text{ml}}$ glucose)
dvs. $X \sim \mathcal{N}(106, 64)$.

(a)



$$P(X \in [90, 122]) = \int_{90}^{122} f(x) dx = 2 \cdot \int_{106}^{122} f(x) dx = 2 \cdot P(X \in [106, 122])$$

symmetri

Vi vet att $Y := \frac{X-106}{8} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ (jfr. föreläsning 3)

$$P(X \in [106, 122]) = P\left(\frac{X-106}{8} \in [0, 2]\right) = P(Y \in [0, 2]) \stackrel{\text{tabell V (s. 697)}}{=} F(2) - F(0) \approx 0.9772 - 0.5 = 0.4772$$

$$\Rightarrow P(X \in [90, 122]) = 2 \cdot 0.4772 = 0.9544$$

$$(b) \quad P(X \leq 120) = P\left(\frac{X-106}{8} \leq \frac{120-106}{8}\right) = P\left(Y \leq \frac{7}{4}\right) = F(1.75) = 0.9599$$

$$(c) \quad P(X \leq C) = 0.25 \text{ för vilket } c \in \mathbb{R}?$$

Tabellen avslöjar att $P(Y \leq c) = 0.25$ för $c \approx -0.675$ ungefär.

$$P(Y \leq c) = P(X \leq 8c + 106) = 0.25 \quad \text{alltså } C = 8 \cdot c + 106 = 100.6 \text{ dvs. } P(X \leq 100.6) = 0.25.$$

$$(d) \quad P(X > 130) = 1 - P(X \leq 130) = 1 - P\left(Y \leq \frac{130-106}{8}\right) = 1 - F(3)$$

tabell $\approx 1 - 0.9987 = 0.0013$

$\rightarrow$ Vi ska vara oroliga då det är ett extremfall!

Ex 4.52 Sats: $\text{Bin}(n, p)$ kan approximeras med $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ där
 $\mu = n \cdot p$; $\sigma^2 = n \cdot p \cdot (1-p)$ (alltså samma väntevärde och varians)
Så länge $\min\{n \cdot p, n \cdot q\} \geq 5$.

Här: $n = 20$, $p = 0.3$ ($\rightarrow \min\{np, nq\} = 0.3 \cdot 20 = 6 > 5$)

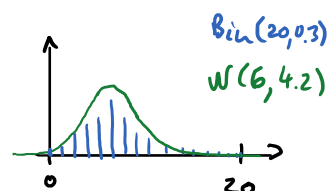
Vi approximeras nu alltså $\text{Bin}(20, 0.3)$ med $\mathcal{N}(6, 4.2)$

Låt $X \sim \text{Bin}(20, 0.3)$ och $Y \sim \mathcal{N}(6, 4.2)$

$$(a) \quad 0.1071 \stackrel{\text{tabell I}}{=} P(X \leq 3) \stackrel{P(X \in \mathbb{N})=1}{=} P(X \leq 3.5) \text{ (man "interpolerar")}$$

$$\approx P(Y \leq 3.5) = P\left(\frac{Y-6}{\sqrt{4.2}} \leq \frac{3.5-6}{\sqrt{4.2}}\right) \approx F(-1.22)$$

$\stackrel{=: Z \sim \mathcal{N}(0,1)}{=} = 0.1112$



$$(b) \underbrace{0.6080 - 0.0355}_{=0.5725} \stackrel{\text{tab. I}}{=} P(X \leq 6) - P(X \leq 2) = P(X \in [3, 6]) = P(2.5 < X \leq 6.5) = \\ = P\left(\frac{2.5-6}{\sqrt{4.2}} < Z \leq \frac{6.5-6}{\sqrt{4.2}}\right) \approx F(0.24) - F(-1.71) = 0.5948 - 0.0436 = 0.5512$$

$$(c) \underbrace{1 - 0.1071}_{=0.8929} \stackrel{\text{tab. I}}{=} P(X \geq 4) = P(X > 3.5) = 1 - P\left(Z \leq \frac{3.5-6}{\sqrt{4.2}}\right) = 1 - F(-1.22) \approx 0.8888$$

$$(d) \underbrace{0.2375 - 0.1071}_{=0.1304} = P(X \leq 4) - P(X \leq 3) = P(X = 4) \\ P(X \in (3.5, 4.5]) = P\left(\frac{3.5-6}{\sqrt{4.2}} < Z \leq \frac{4.5-6}{\sqrt{4.2}}\right) \\ \approx F(-0.73) - F(-1.22) = 0.2327 - 0.1112 = 0.1215.$$

där F betecknar fördelningsfunktionen till $N(0,1)$.

Ex. 3.57

$N = 20$ chips, $r = 3$ utav dessa är defekta
 $n = 5$ används i en dator

(a) Bestäm sannolikhetsfunktionen för X , antalet defekta, installerade chips.

$$P(X = k) = \frac{\binom{3}{k} \binom{20-3}{5-k}}{\binom{20}{5}} \quad \text{för} \quad \underbrace{\max\{0, 5-17\}}_{=0} \leq k \leq \underbrace{\min\{3, 5\}}_{=3} \text{ dvs. } k = 0, 1, 2, 3$$

0 annars.

$\rightarrow X$ är hypergeometriskt fördelat med parametrar $(N, r, n) = (20, 3, 5)$

$$(b) E(X) = \frac{nr}{N} = \frac{5 \cdot 3}{20} = \frac{3}{4}, \quad \text{var}(X) = \frac{nr(N-n)(N-r)}{(N-1)N^2} = \frac{5 \cdot 3 \cdot 15 \cdot 17}{19 \cdot 20^2} \approx 0.50329.$$

$$(c) P(X = 0) = \frac{\binom{3}{0} \binom{17}{5}}{\binom{20}{5}} = \frac{\frac{17!}{5!12!}}{\frac{20!}{5!15!}} = \frac{17!}{20!} \cdot \frac{15!}{12!} = \frac{15 \cdot 14 \cdot 13}{20 \cdot 19 \cdot 18} \approx 0.3991.$$

$$(d) P(X \geq 1) = 1 - P(X = 0) = 0.6009$$

Ex. 3.62

Atomreaktorer släpper ut radioaktiva gaser,
i genomsnitt 2 ggr per månad. Utsläppen sker oberoende av varandra.

Alltså X , antalet utsläpp inom 3 månader är $\text{Pois}(\overset{\lambda}{6})$ (med intensitet $\lambda = \frac{2 \text{ ggr}}{\text{månad}} \cdot 3 \text{ månader} = 6 \text{ ggr.}$)

- $E(X) = \lambda = 6$
- $P(X \geq 12) = 1 - P(X \leq 11) \stackrel{\text{tab. II}}{=} 1 - 0.980 = 0.02$ mycket osannolikt!

Ex. 3.64

1 genomsnitt en jordbävning med förstörande effekt
Dessa kommer oberoende av varandra.

tidsenhet: 6 månader, vilket gör $\lambda = 0.5$

X räknar antalet sådana händelser per halvår $\Rightarrow X \sim \text{Poiss}(0.5)$

$$\bullet P(X \geq 1) = 1 - P(X=0) = 1 - 0.607 = 0.393.$$

$$\uparrow$$

$$P(X=0) = e^{-\lambda} = e^{-\frac{1}{2}} \quad (\text{eller tab. II})$$

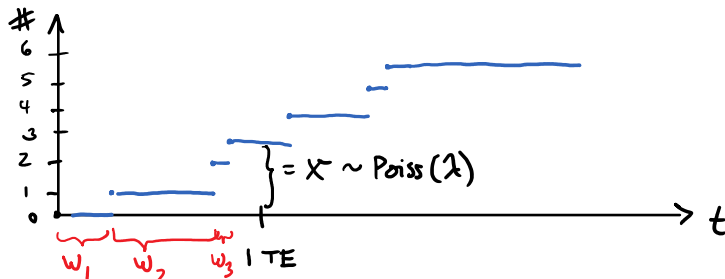
$$\bullet P(X \geq 3) = 1 - P(X \leq 2) \stackrel{\text{tab. II}}{=} 1 - 0.986 = 0.014$$

$\rightarrow$ ganska osannolikt.

Ex. 4.37

Vad är sannolikheten att första stora jordbävning inte händer i de första tre månaderna?

Låt Y vara antalet stora jordbävningar inom 3 månader $\rightarrow Y \sim \text{Poiss}(\frac{1}{4})$.
 $\triangleq 1$ tidsenhet



• Processen som räknar händelser på tidslinjen kallas Poisson process (förutsättningar är att antalet händelser är Poiss(λ) för en tidsenhet (TE) och oberoende för disjunkt tidsintervall).

• Sats 4.3.3: Väntetiderna mellan händelser (eller från en fast tidpunkt, t.ex. $t=0$ till nästa händelse) är $\text{Exp}(\lambda)$ fördelade. ← minneslöshet av Exp!

Observera: Boken väljer parameter β för exponentialfördelningen, som motsvarar $\frac{1}{\lambda}$ i vår notation. Täthetsfunktionen är i vilket fall: $f(x) = \frac{1}{\beta} \exp(-\frac{x}{\beta}) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}$ för $x > 0$.

$$P(\text{ingen händelse inom de första 3 månaderna})$$

$$= P(W_1 > 1 \text{ (TE)}) = \int_1^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = [-e^{-\lambda x}]_1^{\infty} = e^{-\lambda} = e^{-\frac{1}{4}} \approx 0.7788$$

$$= P(W_1 > 1) \text{ där } W_1 \sim \text{Exp}(\frac{1}{4})$$

Alternativt motsvarar

$P(W_1 > 1 \text{ (TE)}) = P(Y = 0)$, där Y räknar antalet stora jordbävningar i första 3 månaderna ($\triangleq 1$ TE).

$$P(Y=0) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^0}{0!} = e^{-\frac{1}{4}} \text{ som ovan.}$$

Ex. 4.87

Beräkna $\mathbb{E}(H(X)) = \mathbb{E}(X^2 + 3X + 2) = \mathbb{E}(X^2) + 3 \cdot \mathbb{E}X + 2$ för

(a) $X \sim \mathcal{N}(3, 4) \rightarrow \mathbb{E}X = 3, 4 = \text{var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}X)^2 \rightarrow \mathbb{E}(X^2) = 4 + (3)^2 = 13$
 $\rightarrow \mathbb{E}(H(X)) = 13 + 3 \cdot 3 + 2 = 24$

(b) $X \sim \Gamma(\alpha, \beta)$ har täthetsfunkt. $f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta}, x > 0$ där

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty z^{\alpha-1} e^{-z} dz$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}X = \int_0^\infty x \cdot f(x) dx = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \frac{x^\alpha}{\beta^\alpha} e^{-x/\beta} dx \stackrel{\text{subst.}}{=} \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty z^\alpha e^{-z} dz$$

$z = \frac{x}{\beta}$
 $dz = \frac{1}{\beta} dx$

$$= \beta \cdot \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(\alpha)} = \alpha \beta$$

$= \Gamma(\alpha+1) = \alpha \cdot \Gamma(\alpha)$

$$\mathbb{E}X^2 = \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \frac{x^{\alpha+1}}{\beta^{\alpha+1}} e^{-x/\beta} dx \stackrel{\text{subst.}}{=} \frac{\beta^2}{\Gamma(\alpha)} \Gamma(\alpha+2) = (\alpha+1) \cdot \alpha \cdot \beta^2$$

$$\Rightarrow \text{var}(X) = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 = (\alpha^2 + \alpha) \beta^2 - \alpha^2 \beta^2 = \alpha \beta^2.$$

För $X \sim \Gamma(2, 4)$ får vi därmed $\mathbb{E}X = 2 \cdot 4 = 8, \text{var}(X) = 2 \cdot 4^2 = 32$
och $\mathbb{E}X^2 = 3 \cdot 2 \cdot 4^2 = 96$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(H(X)) = 96 + 3 \cdot 8 + 2 = 122.$$

(c) $X \sim \chi^2(10) = \Gamma(\frac{10}{2}, 2)$ då $\chi^2(r) = \Gamma(\frac{r}{2}, 2)$

$$\Rightarrow \mathbb{E}X = 10, \text{var}(X) = 20, \mathbb{E}X^2 = 120, \mathbb{E}(H(X)) = 120 + 3 \cdot 10 + 2 = 152.$$

(d) $X \sim \text{Exp}(\frac{1}{5})$ (som ovan: $\beta = 5$ i boken motsvaras $\lambda = \frac{1}{\beta} = \frac{1}{5}$)

$$= \Gamma(1, 5); \mathbb{E}X = \beta = \frac{1}{\lambda} = 5, \text{var}(X) = \beta^2 = \frac{1}{\lambda^2} = 25, \mathbb{E}X^2 = 50$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(H(X)) = 50 + 3 \cdot 5 + 2 = 67.$$