

Kapitel 4

4.4

En del av platsen i skrotbilar kan rivas ut och återanvändas. Låt X beteckna mängden plat $\overset{\text{VS}}{\underset{5}{\wedge}}$ om kan återanvändas i en bil. Antag att tätheten för X ges av

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\ln 2} \cdot \frac{1}{x}, & 25 \leq x \leq 50 \\ 0, & x \notin [25, 50] \end{cases}$$

a) Verifiera att f är en täthet för en kontinuerlig slumpvariabel.

1. $f(x) \geq 0$ ok!

2. Är $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$?

Vi får kolla.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_{25}^{50} \frac{1}{\ln 2} \cdot \frac{1}{x} = \frac{1}{\ln 2} [\ln x]_{25}^{50} =$$

$$= \frac{1}{\ln 2} (\ln 50 - \ln 25) = \frac{1}{\ln 2} \ln \left(\frac{50}{25} \right) =$$

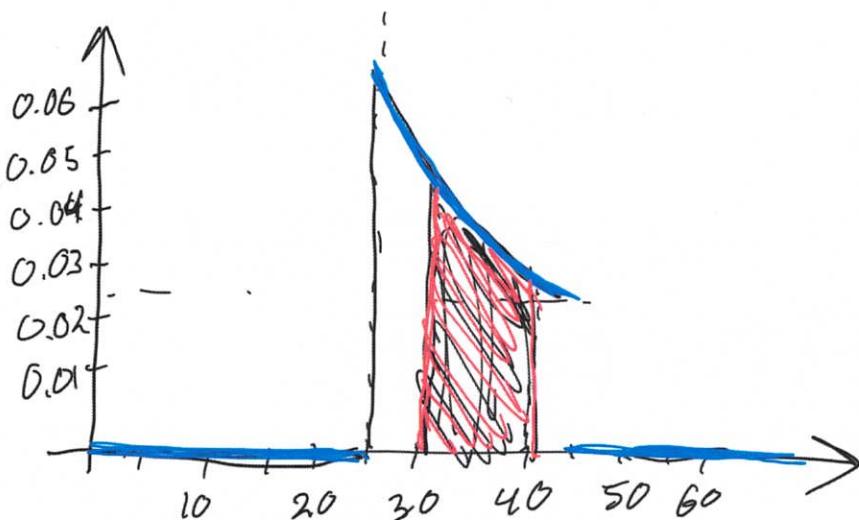
$$= \frac{\ln 2}{\ln 2} = 1 \text{ ok}$$

b) Hitta sannolikheten att en slumpmässigt vald bil innehåller mellan 30 och 40 punds plast.

Integra över det sökta området.

$$P(30 \leq X \leq 40) = \int_{30}^{40} f(x) dx = \frac{1}{\ln 2} \int_{30}^{40} \frac{1}{x} dx =$$
$$= \frac{1}{\ln 2} (\ln 40 - \ln 30) = \frac{\ln \frac{40}{30}}{\ln 2} = \underline{\underline{0.415}}$$

c) skissa tätthetsfunktionen och rita in sannolikheten från b).



4.10

Hitta den kumulativa fördelningsfunktionen för en s.v. X, som är likformigt fördelad på intervallet (a,b).

Hitta den kumulativa fördelningens funktionen för en sv. Z, som är likformigt fördelad på intervallet (a,b) $a < b$

Täthetsfunktion $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in (a,b) \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$

Kumulativ fördelningsfunktion:

$$F(x) = P(Z \leq x)$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0, & x \leq a \\ \int_a^x \frac{1}{b-a} dt, & a < x < b \\ 1, & x \geq b \end{cases} \quad (1)$$

För (2)

$$\int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_a^x \frac{1}{b-a} dt = \underline{\underline{\frac{x-a}{b-a}}}$$

4.16

Låt X vara mängden plast i en skrotbil.

$$f(x) = \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{x}, \quad 25 \leq x \leq 50$$

Hitta väntevärde, varians och standardavvikelse för X.

Värde rörde:

$$E[\bar{x}] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{25}^{50} x \frac{1}{\ln 2} \frac{1}{x} dx =$$

$$= \int_{25}^{50} \frac{1}{\ln 2} dx = \frac{25}{\ln 2}$$

Varians:

Behöver $E(\bar{x}^2)$

$$E(\bar{x}^2) = \int_{25}^{50} x^2 f(x) dx = \int_{25}^{50} x^2 \frac{1}{\ln 2} \frac{1}{x} dx =$$

$$= \frac{1}{\ln 2} \int_{25}^{50} x dx = \frac{1}{\ln 2} \left[\frac{x^2}{2} \right]_{25}^{50} = \frac{1}{2 \ln 2} (50^2 - 25^2) =$$

$$= \frac{1875}{2 \ln 2}$$

~~$$E[\bar{x}^2] - E[\bar{x}]^2 = \frac{1875}{2 \ln 2} - \left(\frac{25}{\ln 2} \right)^2 =$$~~

$$= \frac{1875}{2 \ln 2} - \frac{25^2}{\ln 2^2} = 51,67$$

Standardavvikelse

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}(x)} = \sqrt{51,67} = \underline{\underline{7,19}}$$

4.18

Tätheten för en slumpvariabel X som är likformigt fördelad på (a,b) är

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

Använd def. 4.2.1

dvs.

$$E[H(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} H(x)f(x)dx$$

Visa att

$$E[\bar{X}] = \frac{a+b}{2}$$

och

$$\text{Var}[\bar{X}] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

Väntevärde:

$$E[\bar{X}] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx =$$

$$= \frac{1}{b-a} \int_a^b x dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^2}{2} \right]_a^b = \frac{1}{b-a} \frac{1}{2} (b^2 - a^2) =$$

$$= \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2} \quad V.S.V$$

naigon
kvadrerings
regel

Varians:

Berörer $E[\bar{X}^2]$

$$E[\bar{X}^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx =$$

$$= \frac{1}{b-a} \int_a^b x^2 dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^3}{3} \right]_a^b = \frac{1}{3(b-a)} (b^3 - a^3)$$

sößt ihopf

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

$$= \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} - \left(\frac{b+a}{2} \right)^2 = \dots = \frac{b^2 + a^2 - 2ab}{12} = \underline{\underline{\frac{(b-a)^2}{12}}}$$

4.24

Antag att den ökade efter frågan på el under kommande 2-årsperiod är en slumpvariabel X , med täthet

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{64}x^3 & 0 < x < 4 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

a) Verifiera att detta är en täthet

$$f(x) \geq 0 \quad \text{ok!}$$
$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \frac{1}{64} \int_0^4 x^3 dx = \frac{1}{64} \cdot \frac{4^4}{4} = \frac{1}{64} \cdot 64 = 1 \quad \text{ok!}$$

b) Hitta uttrycket för $F(x)$, den kumulativa fördelningsfunktionen.

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \int_0^x f(t) dt, & 0 < x < 4 \\ 1 & x \geq 4 \end{cases}$$

För $x \in (0, 4)$

$$F(x) = \int_0^x \frac{1}{64} t^3 dt = \frac{1}{64} \frac{x^4}{4} = \underline{\underline{\frac{x^4}{256}}}$$

Finn $P(X \leq z)$.

$$P(X \geq z) = 1 - P(X < z) = 1 - P(X \leq z) = F(z)$$

$$= \frac{z^4}{256} = \frac{16}{256} = \frac{1}{16}$$

c) om det i ett visst område går att öka produktionen med högst 3 MWH, vad är sannolikheten att efterfrågan kommer överskrida tillgången?

$$P(\bar{X} > 3) = 1 - P(\bar{X} \leq 3) = 1 - F(3) = 1 - \frac{1}{256} 3^4 = \frac{175}{256} = 0.68$$

d) Hitta väntevärdet av ökningen.

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= \frac{1}{64} \int_0^4 x \cdot x^3 dx = \frac{1}{64} \int_0^4 x^4 dx = \frac{1}{64} \left[\frac{x^5}{5} \right]_0^4 = \\ &= \frac{1}{4^3} \cdot \frac{4^5}{5} = \frac{4^2}{5} = \frac{16}{5} = \underline{\underline{3.2}} \end{aligned}$$

4.30

Låt X vara en gamma-fördelad slumpvariabel med parametrar "alpha" och "beta". Använd moment genererande funktionen för att hitta $E[x]$ och $E[x^2]$ samt $\text{Var}(X)$.

$\mathbb{X} \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$

$$m_{\mathbb{X}}(t) = (1 - \beta t)^{-\alpha} \quad (\text{se tabell 4-1})$$

Vidare att:

$$E(\mathbb{X}^k) = \frac{d^k}{dt^k} m_{\mathbb{X}}(t) \Big|_{t=0}$$

Deriverar en gång:

$$\frac{d}{dt} (1 - \beta t)^{-\alpha} = -\alpha (1 - \beta t)^{-(\alpha+1)} \cdot (-\beta) = \alpha \beta (1 - \beta t)^{-(\alpha+1)}$$

$$\Rightarrow E(\mathbb{X}) = \alpha \beta (1 - \beta t)^{-(\alpha+1)} \Big|_{t=0} = \alpha \beta$$

Deriverar en gång till:

$$\frac{d^2}{dt^2} m_{\mathbb{X}}(t) = \frac{d}{dt} \alpha \beta (1 - \beta t)^{-(\alpha+1)} =$$

$$= -\alpha \beta (\alpha+1) (1 - \beta t)^{-(\alpha+2)} \cdot (-\beta) =$$

$$= \alpha \beta^2 (\alpha+1) (1 - \beta t)^{-(\alpha+2)}$$

$$\Rightarrow E(\mathbb{X}^2) = \alpha \beta^2 (\alpha+1) (1 - \beta t)^{-(\alpha+2)} \Big|_{t=0} =$$

$$= \alpha B^2 (\alpha+1) = \alpha^2 B^2 + \alpha B^2$$

$$\text{Var } Z = E(Z^2) - [E(Z)]^2 = \alpha^2 B^2 + \alpha B^2 - (\alpha B)^2 =$$

$$= \alpha B^2$$

4.34

Antag att ett kärnkraftverk släpper ut radioaktiva gaser i genomsnitt 2 ggr/månad. Hitta sannolikheten att det tar minst 3 månader innan första utsläppet. Vad är medeltiden man måste vänta innan första utsläppet.

$$\mathbb{X} = \# \text{ utsläpp under } 3 \text{ mån} \sim \text{Poi}(k) \quad (*)$$

$$\text{där } k = \lambda \cdot S = 2 \cdot 3 = 6$$

Söker

$$P(\mathbb{X}=0) = \frac{e^0}{0!} e^{-6} = e^{-6} = 0.00248$$

Detta är sannolikheten att det tar minst 3 månader innan första utsläppet.

\mathbb{X} poisson fördelad betyder att tiden mellan varje händelse är exponential fördelad. $\sim \text{Exp}(z)$

$$\mathbb{E}[\text{Exp}(z)] = \frac{1}{z}$$

~~→~~ → ~~poisson~~ → ~~exp(z)~~

I medel måste man vänta en halv månad.

(*) Man antager att tidsförflyttningen med konsekutiva utsläpp av radioaktiva gaser/händelser är en Poisson process.

4.36

Oljud i en gruva uppstår i genomsnitt 3 ggr/timme. Hitta sannolikheten att inget oljud uppstår under en 30 minuters period.

$$\#\text{ oljud/timme} \sim \text{Poisson}(3) \quad (*)$$

Notera att det även gäller att

Tiden mellan två oljud är exponential fördelad med parameter $B = 1/3$

\bar{X} = väntetid till nästa oljud

$$f(x) = \frac{1}{B} e^{-\frac{x}{B}} = 3e^{-3x} \Rightarrow F(x) = 1 - e^{-3x} \quad \text{för } x \geq 0$$

$$30 \text{ min} = 0.5 \text{ h}$$

$$\Rightarrow P(\bar{X} > 0.5) = 1 - P(\bar{X} \leq 0.5) = 1 - (1 - e^{-3 \cdot 0.5}) =$$

$$= e^{-3/2}$$

(*) Det antages att tidsförloppet av konsekutiva förekomster av oljud i gruvan är en Poisson process.

Alternativt

$$\bar{X} = \#\text{ oljud under } 30 \text{ min} \sim \text{Poi}(3/2)$$

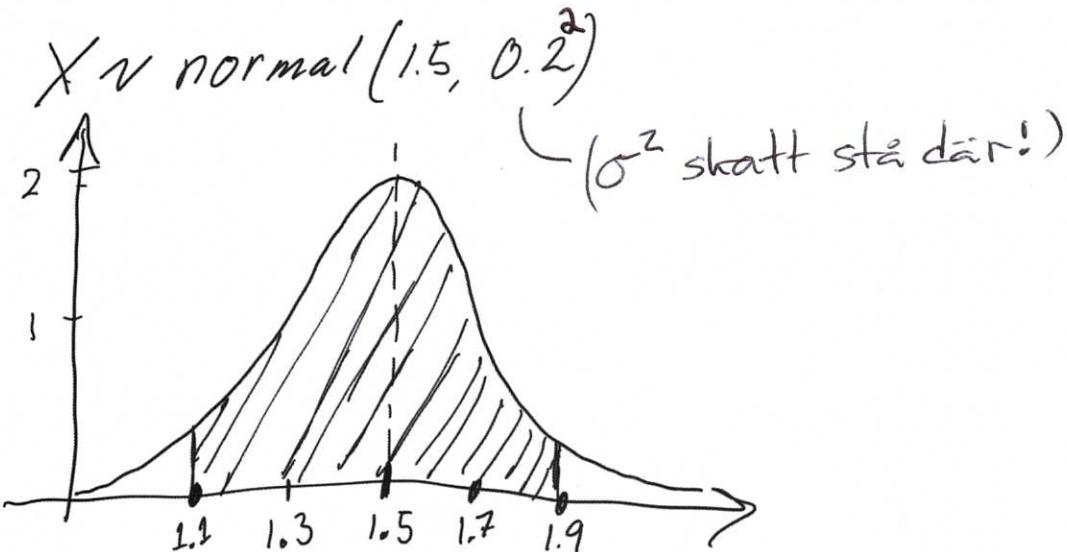
$$P(\bar{X} = 0) = \frac{(3/2)^0}{0!} e^{-3/2} = \underline{\underline{e^{-3/2}}}$$

4.40

Låt X = densiteten för en viss typ av lera. Studier visar att X är normalfördelad med medel 1.5 och standardavvikelse 0.2

a) Vad är tätheten för X ? Skissa tätheten och markera sannolikheten att $1.1 < X < 1.9$. Hitta sannolikheten.

\underline{X} = densiteten för en viss typ av lera.



Räkna ut denna sannolikhet.

$$\begin{aligned} P(1.1 \leq X \leq 1.9) &= P(-0.4 \leq \frac{X-1.5}{0.2} \leq 2) = \\ -P\left(-2 \leq \frac{X-\mu}{\sigma} \leq -2\right) &= P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq 2\right) - P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq -2\right) = \\ &= F_Z(2) - F_Z(-2) = 2F_Z(2) - 1 \end{aligned}$$

$$= \left\{ \text{tabell II} \right\}_{\text{V}} = 2 \cdot 0.9772 - 1 = 0.9544$$

Skriver alltså på den standardformen $\text{norm}(0,1)$ för att sedan kunna slå upp i tabell II värde och Z är en normal $(0,1)$ stokastisk variabel.

b) Finn sannolikheten att \bar{X} är mindre än 0.9.

$$\begin{aligned} P(\bar{X} < 0.9) &= P(\bar{X} \leq 0.9) = P\left(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma} \leq \frac{0.9-1.5}{0.2}\right) \\ &= P(\text{normal}(0,1) \leq -3) = \underset{\substack{\text{tabell IV} \\ 0.0013}}{ } \end{aligned}$$

c) Skulle du bli förvånad om ett \bar{X} -värde större än 2 observerades?

$$\begin{aligned} P(\bar{X} > 2) &= 1 - P(\bar{X} \leq 2) = 1 - P\left(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma} \leq \frac{2-1.5}{0.2}\right) \\ &= 1 - P(\text{normal}(0,1) \leq 2.5) = \underset{\substack{\text{tabell IV} \\ 1 - 0.9938}}{ } \end{aligned}$$

är förväntade ty sannolikheten för det (om modellen är riktig) är ca. 0.6 %.

d) För vilket x är $P(\bar{X} \geq x) = 0.1$?

$$\begin{aligned} P(\bar{X} \geq x) &= 1 - P(\bar{X} < x) = 1 - P(\bar{X} \leq x) \\ &= 1 - P\left(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma} \leq \frac{x-1.5}{0.2}\right) = 1 - P(\text{normal}(0,1) \leq \frac{x-1.5}{0.2}) \\ &= 0.1 \xrightarrow{\text{tabell IV}} \frac{x-1.5}{0.2} = 1.28 \Rightarrow x = 1.5 + 0.2 \cdot 1.28 \\ &\quad = 1.756 \end{aligned}$$

e) Vad är momentgenererande funktionen för \bar{X} ?

Enligt tabell 4.1 är

$$m_{\bar{X}}(t) = e^{ut + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2} = e^{1.5 \cdot t + 0.02 \cdot t^2}$$

4.50

För en normalfördelad slumpvariabel är

$$P(|X-\mu| < 3\sigma) \approx 0.997$$

Vilket värde får Chebyshevs olikhet?

Chebyshevs:

$$P(|X-\mu| < k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

I vårt fall

$$P(|X-\mu| < 3\sigma) \geq 1 - \frac{1}{9} = 0.89$$

Är dessa resultat konsistenta?

Ja $0.89 < 0.997$ så chebyshev motsäger inte tumregeln.

Vilket resultat är starkast?

En nägot märktig fråga, eller? I vilket fall är normalregeln starkare i meningen att den är exakt för normalfördelningar medan Chebysjev olikhet är starkare i meningen att den gäller för alla fördelningar.

4.54

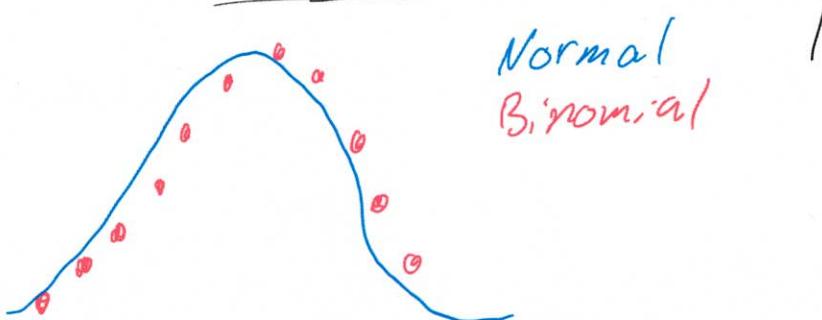
En kemisk reaktion körs med en vanlig produktion på 70%. En ny process har hittats som ska öka produktionen. Förespråkarna för den nya processen hävdar att den ska ge högre produktion mer än 90% av gångerna. Den nya processen testas 60 gånger. Låt X beteckna antalet gånger där produktion överskrider 70%.

a) om sannolikheten för en ökad produktion är 0.9 är normal approximation rimligt?

$$X \sim \text{Binomial}(60, 0.9), P=0.9, n=60$$

Normal approximation kan göras
om $n \min(p, 1-p) > 5$.

Här har vi att
~~men min(p, 1-p) = (60 * 0.1) = 6 > 5.~~
Det blir alltså en god approximation
ungefärlig $\text{Normal}(n \cdot p, n \cdot p \cdot (1-p)) =$
 $= \text{Normal}(54, 5.4)$



b) om $p=0.9$ vad bli då väntevärdet för X ?

$$X \sim \text{Bin}(60, 0.9)$$

$$E(X) = 60 \cdot 0.9 = 54$$

c) om $p > 0.9$ som påstås borde testet resultera i mer än 54 oftast. Låt oss säga att vi accepterar påståendet om X åtminstone 59. Vad är då sannolikheten att vi accepterar påståendet om $p = 0.9$?

$$P(X \geq 59) = \sum_{x=59}^{60} \binom{60}{x} 0.9^x (1-0.9)^{60-x} =$$

$$= 60 \cdot 0.9^{59} \cdot 0.1 + 1 \cdot 0.9^{60} \approx 0.01378 \approx 1.4\%$$

Altså väldigt lågt om $p = 0.9$

d) vad är sannolikheten att vi inte accepterar påståendet ($X < 58$) om $p = 0.95$?

$$P(X \leq 58) = 1 - P(X \geq 59) =$$

Nu gör vi samma som ovan med $p = 0.95$

$$= 1 - \sum_{x=59}^{60} \binom{60}{x} 0.95^x (1-0.95)^{60-x} =$$

$$= 1 - 60 \cdot 0.95^{59} \cdot 0.05 + 1 \cdot 0.95^{60} = 1 - 0.1915 \approx$$

$$\approx 0.81$$

Altså ca. 80% att vi inte accepterar med $p = 0.95$ och kravet ($X \geq 59$).

4.60 En stokastisk variabel \bar{X} är Weibull-fördelad med $\alpha=0.04$ och $\beta=2$.

- a) Finn frekvensfunktionen, väntevärde och variansen för \bar{X} .

Lösning Se tabell 4.1.

- b) Finn överlevnadsfunktionen för \bar{X} .

Lösning $R_{\bar{X}}(x) = 1 - F_{\bar{X}}(x) = e^{-\alpha x^{\beta}}$

- c) Vad är $R_{\bar{X}}(5)$ och $R_{\bar{X}}(10)$?

Svar 0.368 resp. 0.018

- d) Ange felintensiteten.

Lösning $p(t) = f(t)/R(t) = \alpha \beta t^{\beta-1}$

- e) Ange felintensiteten för $t=5$ och $t=10$.

Svar 0.4 resp. 0.8

- f) Finn $P(\bar{X} \leq 3)$.

Lösning $P(\bar{X} \leq 3) = 1 - R_{\bar{X}}(3) = 1 - e^{-\alpha \cdot 3^{\beta}} = 0.302$

4.64

Betrakta felintensiteten

$$\rho(t) = \alpha \beta t^{\beta-1}$$

a) Visa att felintensiteten är konstant om $\beta = 1$

$$\rho(t) = \alpha \cdot 1 \cdot t^{1-1} = \alpha t^0 = \alpha \Rightarrow \text{konstant}$$

b) Hitta

$$\rho'(t)$$

och visa att

$$\rho'(t) > 0 \iff \beta > 1$$

$$\rho'(t) < 0 \iff \beta < 1$$

$$\rho'(t) = (\beta-1) \alpha \beta t^{\beta-2}$$

$$\alpha, \beta, t > 0 \Rightarrow \alpha \beta t^{\beta-2} > 0$$

$$\beta-1 > 0 \iff \beta > 1$$

$$\beta-1 < 0 \iff \beta < 1$$

4.66

Ett system består av två oberoende serie kopplade komponenter.

Livstiden för den första följer weibullfördelning med alpha = 0.006 och beta = 0.5.

Den andra följer en exponentialfördelning med beta = 25000 (*)

a) Hitta R(2500) sannolikheten att systemet fungerar efter 2500 h

För ett serie kopplat system

$$P(\text{system fungerar}) = P(\text{komp. 1 fungerar}) \cdot P(\text{komp. 2 fungerar})$$

$$R_{sys}(t) = R_1(t) \cdot R_2(t)$$

R - "reliabiliti"

$$R_1 = \left\{ \begin{array}{l} t, \text{tidigare} \\ \text{uppgift} \end{array} \right\} = e^{-\alpha t^\beta} = e^{0.006 \sqrt{t}}$$

$$R_2 = 1 - F(t) = 1 - (1 - e^{t/25000}) = e^{-t/25000} = e^{-t \cdot 0.00004}$$

$$R_{sys} = R_1 \cdot R_2 = e^{-0.006 \sqrt{t} - 0.00004t}$$

$$\underline{R_{sys}(2500) = 0.67}$$

b) vad är sannolikheten att systemet slutar fungera innan 2000 h?

$$1 - R_{sys}(2000) = 1 - e^{-(0.006 \sqrt{2000} + 0.00004 \cdot 2000)} = 0.29$$

(*) Detta är ej vad som står i boken men högst troligen vad författarna verkligen menat.

c) om komponenterna är parallell kopplade vad är sannolikheten att den fungerar efter 2500 h?

$$R_{sys} = 1 - P(\text{Alla är trasiga}) =$$
$$= 1 - (1 - R_1)(1 - R_2)$$

$$R_{sys}(2500) = 1 - (1 - e^{-0.006\sqrt{2500}})\left(1 - e^{-\frac{2500}{25000}}\right) =$$

$$= \underline{\underline{0.975}}$$

4.68

Tre oberoende komponenter används i ett system, var och en fungerar med sannolikhet 0.9.

a) systemet fungerar om minst en fungerar. Vad är sannolikheten att systemet fungerar?

$$P(\text{fungerar}) = P(\text{minst 1 fungerar}) = \\ = 1 - P(\text{alla trasiga}) = 1 - 0.1^3 = 1 - 10^{-3} = \underline{\underline{0.999}}$$

b) om systemet fungerar då minst två fungerar

\mathcal{X} = # som fungerar

$$P(\mathcal{X} \geq 2) = P(\mathcal{X} = 2) + P(\mathcal{X} = 3)$$

$$P(\mathcal{X} = 3) = 0.9^3$$

$$P(\mathcal{X} = 2) = \binom{3}{2} 0.9^2 \cdot 0.1 = 3 \cdot 0.9^2 \cdot 0.1 = 0.3 \cdot 0.9^2$$

$$P(\mathcal{X} \geq 2) = 0.9^3 + 0.3 \cdot 0.9^2 = \underline{\underline{0.972}}$$

c) fungerar om alla fungerar

$$P(\text{fungerar}) = 0.9^3 = 0.729$$

4.70

Låt X vara s.v. med

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}x & , 0 \leq x \leq 8 \\ 0 & , \text{annars} \end{cases}$$

Och låt $Y = X + 3$

a) Hitta $E[X]$ och använd det för att hitta $E[Y]$.

$$E[X] = \int_0^8 x \cdot \frac{x}{4} dx = \frac{1}{4} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^8 = \frac{1}{12} 8^{3/2}$$

$$E[Y] = E[X+3] = E[X] + 3 = \underline{\underline{\frac{8^{3/2}}{12} + 3}}$$

b) Hitta tätheten för Y .

$$T = g(X) , \quad g(X) = X^{\frac{1}{3}} + 3$$

$$f_T(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d g^{-1}(y)}{d y} \right|$$

$$\text{Vi har } g^{-1}(x) = x - 3$$

$$\frac{d g^{-1}(x)}{d y} = 1$$

$$f_T(y) = \begin{cases} f_X(y-3) \cdot 1 = \frac{1}{4}(y-3), & 3 \leq y \leq \sqrt{8}+3 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

c) Använd detta för att hitta väntevärde för Y.

$$\begin{aligned} E[T] &= \int_3^{\sqrt{8}+3} y \frac{1}{4}(y-3) dy = \frac{1}{4} \int_3^{\sqrt{8}+3} (y^2 - 3y) dy = \\ &= \frac{1}{4} \left[\frac{y^3}{3} - \frac{3y^2}{2} \right]_3^{\sqrt{8}+3} = \frac{1}{4} \left(\frac{(\sqrt{8}+3)^3}{3} - \frac{3(\sqrt{8}+3)^2}{2} - \frac{3^3}{3} + \frac{3 \cdot 9}{2} \right) = \\ &= \dots = \frac{8^{3/2}}{12} + 3 \end{aligned}$$

Altså samma sätt i a) "