

# Föreläsning 4

TAMS14 – Sannolikhetslära

Skriven av Oliver Wettergren

[oliwe188@student.liu.se](mailto:oliwe188@student.liu.se)

<https://www.instagram.com/olwettergren/>

## Kontinuerliga stokastiska variabler

En s.v.  $X$  sägs vara kontinuerlig, om det existerar en s.k. **täthetsfunktion**,  $f_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$ , sådan att:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Alla stokastiska variabler som inte är diskreta är kontinuerliga.

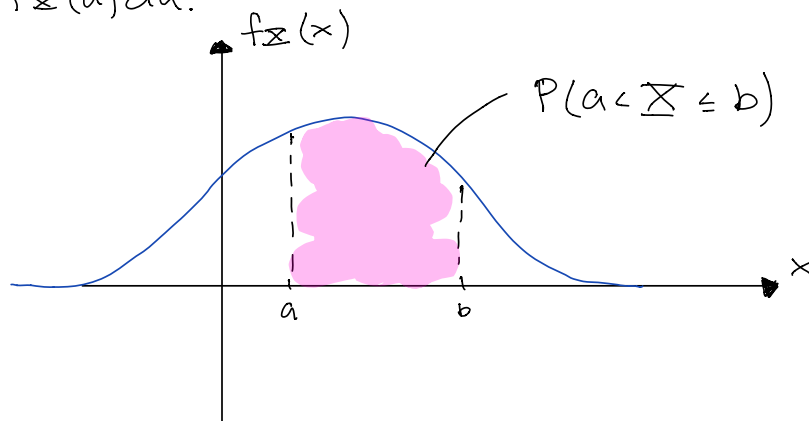
## Egenskaper:

$$1) P(a < X \leq b) = \int_a^b f_X(u) du \quad \forall a < b$$

$$[\text{Mer allmänt: } P(X \in A) = \int_A f_X(u) du \quad \forall A \subset \mathbb{R}]$$

## Bevis:

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b) &= F_X(b) - F_X(a) = \int_{-\infty}^b f_X(u) du - \int_{-\infty}^a f_X(u) du = \\ &= \int_a^b f_X(u) du. \end{aligned}$$



$$2) \int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbb{X}}(u) du = 1$$

3) Om  $\mathbb{X}$  är kontinuerlig, så är  $F_{\mathbb{X}}$  kontinuerlig (i analysmening). (Jämför med en diskret sv.  $\mathbb{X}$ : dess  $F_{\mathbb{X}}$  är styckvis konstant, och har minst en diskontinuitetspunkt)

Bevis:

Fallet då  $f_{\mathbb{X}}(x) \leq C, \forall x \in \mathbb{R}$

$$F_{\mathbb{X}}(x+h) - F_{\mathbb{X}}(x) = \int_x^{x+h} \underbrace{f_{\mathbb{X}}(u)}_{\leq C} du \leq C(x+h-x) = Ch \rightarrow 0 \text{ då } h \rightarrow 0$$

$$4) P(\mathbb{X} = x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

$$[\text{Därför gäller } P(a < \mathbb{X} \leq b) = P(a < \mathbb{X} < b) = P(a \leq \mathbb{X} \leq b) = P(a \leq \mathbb{X} < b)]$$

Bevisidé:

$$P(\mathbb{X} = x) = \lim_{\delta \rightarrow 0} P(x - \delta < \mathbb{X} \leq x) = \lim_{\delta \rightarrow 0} (F_{\mathbb{X}}(x) - F_{\mathbb{X}}(x - \delta)) = 0$$

5)  $F'_{\mathbb{X}}(x) = f_{\mathbb{X}}(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$  där  $f_{\mathbb{X}}$  är kontinuerlig

6) Varje  $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$  sådana att

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

är en täthetsfunktion till något kontinuerlig sv.  $\mathbb{X}$ .

7) **Versioner** av en täthetsfunktion: skiljer sig åt i ändligt eller uppräkneligt många punkter. Svarar mot samma  $F_X$

**Ex:**

Låt  $X$  vara en kontinuerlig s.v., med täthetsfunktion

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} e^{-x/3}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

Beräkna  $P(2 < X < 5)$  och  $F_X$ .

$$\begin{aligned} P(2 < X < 5) &= \int_2^5 f_X(x) dx = \int_2^5 \frac{1}{3} e^{-x/3} dx = \left[ -e^{-x/3} \right]_2^5 = \\ &= e^{2/3} - e^{5/3} \approx 0,32. \end{aligned}$$

Beräkna  $F_X$ , beräkna  $F_X(x)$  för varje  $x \in \mathbb{R}$

**Fall 1 ( $x < 0$ ):**

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du = \int_{-\infty}^x 0 \cdot du = 0$$

**Fall 2 ( $x \geq 0$ ):**

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du = \int_0^x \frac{1}{3} e^{-u/3} du = \left[ -e^{-u/3} \right]_0^x = 1 - e^{-x/3}$$

Alltså:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-x/3}, & x \geq 0 \end{cases}$$

Kontroll:

$$F'_x = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{1}{3} e^{-x/3}, & x > 0 \end{cases}$$

Vi ser att:

$F_x$  kontinuerlig.

$$F'_x(x) = f_x(x) \quad \forall x \neq 0.$$

B3.13

$$f(x) = \begin{cases} cx^2, & 0 \leq x \leq 6 \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

Bestäm  $c$  så att  $f$  är en täthetsfunktion

Villkor:

$$c > 0$$

och

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_0^6 cx^2 dx = c \left[ \frac{x^3}{3} \right]_0^6 = c \frac{6^3}{3} = 72c = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow c = \frac{1}{72}$$

### B.3.12

$X$  = försening (i minuter), en kontinuerlig S.V.,

med täthetsfunktion

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}, & 0 \leq x \leq 5 \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

$$P(X > 3) = \int_3^{\infty} f_X(x) dx = \int_3^5 \frac{1}{5} dx = \frac{2}{5}$$

$$P(1 \leq X \leq 2) = \int_1^2 f_X(x) dx = \int_1^2 \frac{1}{5} dx = \frac{1}{5}.$$

### Några viktiga kontinuerliga sannolikhetsfördelningar

a) Likformig fördelning

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

Kodbeteckning:  $X \sim U(a, b)$

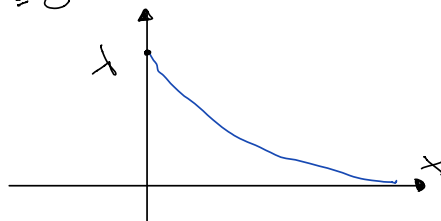
b) Exponentialfördelning

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad \text{där } \lambda \geq 0$$

Kodbeteckning:  $X \sim \exp(\lambda)$

Varning: I en del litteratur används kodbeteckning

$\exp(\mu)$ , där  $\mu = \frac{1}{\lambda}$



**SATS:** Exponentialfördelning minneslöshet

Om  $X \sim \exp(\lambda)$ , så är  $P(X \leq t+x | X > t) = P(X \leq x)$ ,  
 $\forall x, t \geq 0$

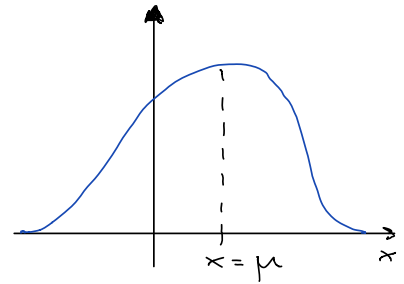
**Bevis:**

$$\begin{aligned} P(X \leq t+x | X > t) &= \frac{P(\{X > t\} \cap \{X \leq t+x\})}{P(X > t)} \\ &= \frac{P(t < X \leq t+x)}{P(X > t)} = \frac{\int_t^{t+x} f_X(u) du}{\int_t^{\infty} f_X(u) du} = \frac{\int_t^{t+x} \lambda e^{-\lambda u} du}{\int_t^{\infty} \lambda e^{-\lambda u} du} \\ &= \frac{\left[ -e^{-\lambda u} \right]_t^{t+x}}{\left[ -e^{-\lambda u} \right]_t^{\infty}} = \frac{e^{-\lambda t} - e^{-\lambda(t+x)}}{e^{-\lambda t}} = 1 - e^{-\lambda x} = P(X \leq x) \end{aligned}$$

c) Normalfördelning

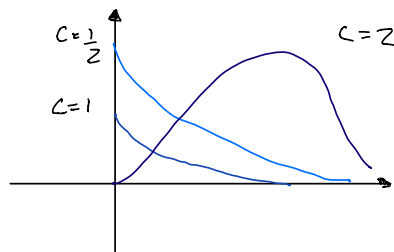
$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad \forall x \in \mathbb{R}, \sigma > 0$$

Kodbeteckning:  $X \sim N(\mu, \sigma)$



d) Weibullfördelning

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda c (\lambda x)^{c-1} e^{-(\lambda x)^c}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad \text{där } \lambda, c > 0$$



e) Gammafördelning

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^c}{\Gamma(c)} x^{c-1} e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad \text{där } \lambda, c > 0 \quad \text{och} \quad \Gamma(c) = \int_0^{\infty} t^{c-1} e^{-t} dt$$

4.20

tänk på  $\lambda$  eller  $\mu$ .

$$X \sim \exp\left(\frac{1}{10}\right), \text{ dvs}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P(X > 5 \mid X \leq 7) &= \frac{P(\{X > 5\} \cap \{X \leq 7\})}{P(X \leq 7)} = \\ &= \frac{P(5 < X \leq 7)}{P(X \leq 7)}, \end{aligned}$$

där

$$\begin{cases} P(5 < X \leq 7) = \int_5^7 f_X(x) dx = \int_5^7 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = \left[-e^{-\frac{x}{10}}\right]_5^7 = e^{-\frac{5}{10}} - e^{-\frac{7}{10}} \\ P(X \leq 7) = \int_{-\infty}^7 f_X(x) dx = \int_0^7 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = \dots = 1 - e^{-\frac{7}{10}} \end{cases}$$

$$\Rightarrow P(X > 5 \mid X \leq 7) \approx 0,22$$

4.19

$X_1$  = draghållfasthet hos wire nr. 1

$X_2$  = draghållfasthet hos wire nr. 2.

$X_1, X_2$  har båda täthetsfunktionen en

$$f(x) = \begin{cases} 2xe^{-x^2}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$



$X_1$  och  $X_2$  är oberoende s.v (dvs  $\{X_1 \in A\}$  och  $\{X_2 \in B\}$  är oberoende händelser,  $\forall A, B \in \mathcal{R}$ )

$$\begin{aligned} \text{a) } P(\{X_1 > 0,5\} \cup \{X_2 > 0,5\}) &= P(X_1 > 0,5) + \\ &+ P(X_2 > 0,5) - P(\{X_1 > 0,5\} \cap \{X_2 > 0,5\}) = \text{ober.} = \\ &= P(X_1 > 0,5) + P(X_2 > 0,5) - P(X_1 > 0,5) \cdot P(X_2 > 0,5) = \\ &= (*). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X_1 > 0,5) &= P(X_2 > 0,5) = \int_{0,5}^{\infty} f(x) dx = \int_{0,5}^{\infty} 2x e^{-x^2} dx = \\ &= \left[ -e^{-x^2} \right]_{0,5}^{\infty} = e^{-0,5^2} \Rightarrow (*) \approx 0,95. \end{aligned}$$

c) Antag att vi har  $n$  st oberoende wires (och  $n$  st draghållfastheter  $X_1, X_2, \dots, X_n$ )

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^n \{X_i > 0,5\}\right) &= 1 - P\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq 0,5\}\right) = \text{ober.} = \\ &= 1 - P(X_i \leq 0,5)^n = 1 - (1 - e^{-0,5^2})^n \stackrel{\text{krav}}{\geq} 0,99 \end{aligned}$$

Detta ger:

$$n \geq \frac{\ln(1-0,99)}{\ln(1-e^{-0,5^2})} \approx 3,05 \Rightarrow 4 \text{ wires behövs.}$$