

# SANNOLIKHETSLÄRA OCH STATISTIK

## FÖRELÄSNING 4

Mattias Villani

**Avdelningen för Statistik och Maskininlärning  
Institutionen för datavetenskap  
Linköpings universitet**



# ÖVERSIKT

- ▶ Täthetsfunktion
- ▶ Likformig fördelning
- ▶ Exponentialfördelningen
- ▶ Gammafördelningen
- ▶ Normalfördelningen

# KONTINUERLIGA SLUMPVARIABLER

- ▶ Kontinuerliga slumpvariabler kan anta alla reela värden på ett intervall  $(a, b)$ , speciellt  $(-\infty, \infty)$ .
- ▶  $X$  kontinuerlig  $\Rightarrow P(x) = 0$  för alla  $x$ . Pmf inte användbar.
- ▶ Fördelningsfunktionen funkar dock:  $F(x) = \mathbf{P}\{X \leq x\}$ .
- ▶ Eftersom  $P(x) = 0$  för alla  $x$  så gäller  $\mathbf{P}\{X \leq x\} = \mathbf{P}\{X < x\}$ .
- ▶ Om  $X$  kontinuerlig slumpvariabel:  $F(x)$  **kontinuerlig**. Inga hopp.  
**Icke-avtagande.**

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1 \quad \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0.$$

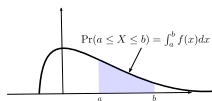
# TÄTHETSFUNKTION

**Definition.** **Täthetsfunktionen**  $f(x)$  för en kontinuerlig slumpvariabel  $X$  är derivatan av CDF:n

$$f(x) = F'(x).$$

- ▶ Fördelningen är kontinuerlig om den har en täthetsfunktion.
- ▶ Täthetsfunktion heter **probability density function, pdf** på engelska.
- ▶ cdf:n  $F(x)$  är antiderivatan av pdf:n.
- ▶ Sannolikheter för intervall ges av ytor under pdf:n

$$P\{a < X < b\} = \int_a^b f(x) dx$$



# TÄTHETSFUNKTION

- ▶  $f(x) = F'(x)$  så

$$\int_{-\infty}^b f(x) dx = F(b) - F(-\infty) = F(b) - 0 = F(b).$$

- ▶ Täthetsfunktioner integrerar till ett:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = F(\infty) - F(-\infty) = 1 - 0 = 1.$$

- ▶ Täthetsfunktionens värden, t ex  $f(2)$ , är inte en sannolikhet.  $f(2) > 1$  helt ok. Men  $f(x) \geq 0$  måste gälla.
- ▶ För litet  $\epsilon$ :  $\Pr\left(a - \frac{\epsilon}{2} \leq X \leq a + \frac{\epsilon}{2}\right) \approx \epsilon \cdot f(a)$ .
- ▶ Exempel: triangel fördelningen över support  $[0, a]$ .  
Normaliseringskonstant. Fördelningsfunktion.  $P\{X > a/2\}$ .  
Se också Example 4.1 i Baron.
- ▶ Se Table 4.1 i Baron för en jämförelse av diskreta och kontinuerliga fördelningar.

# VÄNTEVÄRDE OCH VARIANS

- ▶ Repetition: för diskreta slumpvariabler:

$$\mathbb{E}X = \sum_x x \cdot P(x) \quad \text{Var}(X) = \mathbb{E}(X - \mu)^2 = \sum_x (x - \mu)^2 P(x)$$

- ▶ För kontinuerliga slumpvariabler:

$$\mathbb{E}X = \int x \cdot f(x) dx \quad \text{Var}(X) = \mathbb{E}(X - \mu)^2 = \int (x - \mu)^2 f(x) dx$$

- ▶ Exempel: triangel fördelning.

# SIMULTANFÖRDELNING FÖR KONTINUERLIGA VARIABLER

## ► Simultan fördelningsfunktion

$$F_{(X,Y)}(x,y) = \mathbf{P} \{X \leq x \cap Y \leq y\}$$

## ► Simultan täthetsfunktion

$$f_{(X,Y)}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{(X,Y)}(x,y)$$

► Ofta skriver vi bara  $f(x,y)$  istället för  $f_{(X,Y)}(x,y)$ .

## ► Kovarians

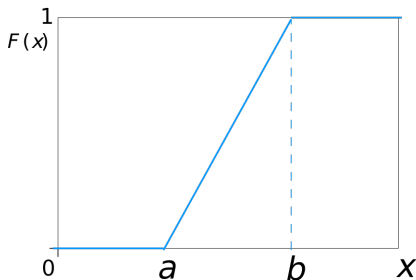
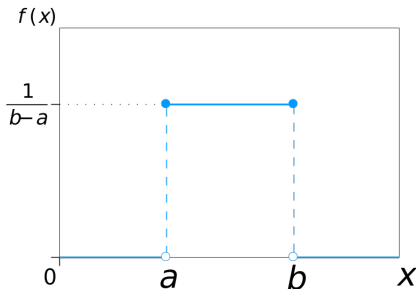
$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E} (X - \mu_X) (Y - \mu_Y) \\ &= \int \int (X - \mu_X) (Y - \mu_Y) f(x,y) dx dy \end{aligned}$$

# LIKFORMIG FÖRDELNING

- **Täthetsfunktion** för likformig fördelad slumpvariabel över  $[a, b]$

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad \text{för } a \leq x \leq b, \text{ och } f(x) = 0 \text{ annars.}$$

- Man skriver of  $X \sim U(a, b)$  för att säga:  
'Slumpvariabel  $X$  följer en likformig fördelning på intervallet  $(a, b)$ .  
Likformig = **U**niform på engelska.





# LIKFORMIG FÖRDELNING

## ► Väntevärde:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}X &= \int x \cdot f(x) dx = \frac{1}{b-a} \int x dx = \frac{1}{b-a} \left[ \frac{1}{2} x^2 \right]_a^b \\ &= \frac{1}{2(b-a)} (b^2 - a^2) = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2}\end{aligned}$$

## ► Varians: $\text{Var}(X) = \mathbb{E}X^2 - \mu^2$

$$\mathbb{E}X^2 = \int x^2 \cdot f(x) dx = \frac{1}{b-a} \int x^2 dx = \frac{a^2 + b^2 + ab}{3}$$

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}X^2 - \mu^2 = \frac{a^2 + b^2 + ab}{3} - \left( \frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$$

- Alt. härledning, se Baron s. 81. Alla likformiga variabler kan genereras från **standardmedlemmen**:  $Y \sim U(0, 1)$  genom följande resultat:

$$X = a + (b-a)Y \text{ där } Y \sim U(0, 1) \implies X \sim U(a, b).$$

# EXPONENTIALFÖRDELNINGEN

- **Täthetsfunktion** för exponentialfördelad slumpvariabel över  $(0, \infty)$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \text{ för } x > 0.$$

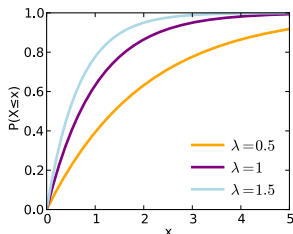
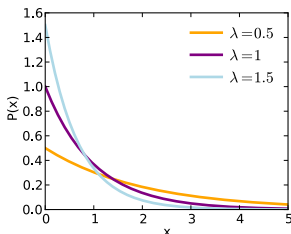
- Vi skriver:  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ .

- Väntevärde

$$\mathbb{E}X = \frac{1}{\lambda}$$

- Varians

$$\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$



# EXPONENTIALFÖRDELNINGEN

- ▶ Tiden mellan Poissonhändelser är exponentialfördelad.
- ▶ Låt  $t \sim Po(\lambda t)$  räkna antalet händelser i tidsintervallet  $[0, t)$ .

$$\begin{aligned} P\{\text{nästa händelse innan } t\} &= 1 - P\{\text{nästa händelse efter } t\} \\ &= 1 - P\{\text{inga händelser i intervallet } [0, t)\} \\ &= 1 - \frac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^0}{0!} = 1 - e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

vilket är cdf:en för en  $\text{Exp}(\lambda)$  variabel.

- ▶ Exponentialfördelade variabler är **minneslösa**:

$$P\{T > t + x | T > t\} = P\{T > x\}$$

# GAMMAFÖRDELNINGEN

- ▶ Antag att tiden för att ladda ner en fil är  $\text{Exp}(\lambda)$  fördelad. Tiden för att ladda ner  $\alpha$  filer följer en  $\text{Gamma}(\alpha, \lambda)$  fördelning om nedladdningstiderna är oberoende.
- ▶ Alltså: Om  $X_1, X_2, \dots, X_\alpha$  är  $\alpha$  stycken **oberoende**  $\text{Exp}(\lambda)$  variabler:

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_\alpha \sim \text{Gamma}(\alpha, \lambda)$$

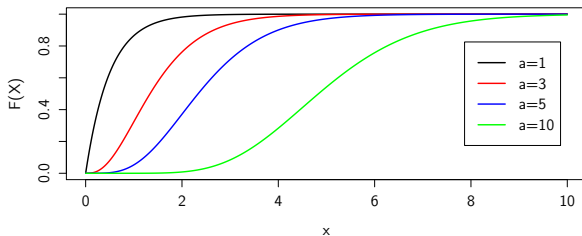
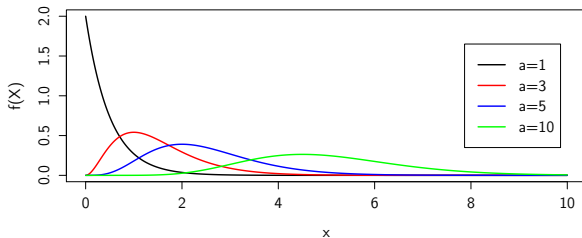
- ▶  $\alpha$  kallas för en **shape**parameter.  $\lambda$  är en **frekvens**parameter.
- ▶ Exponential är ett specialfall av Gamma:  $\text{Gamma}(1, \lambda) = \text{Exp}(\lambda)$ .
- ▶ Väntevärde

$$\mathbb{E}X = \frac{\alpha}{\lambda}$$

- ▶ Varians

$$\text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}$$

# GAMMAFÖRDELNINGEN



# NORMALFÖRDELNINGEN

- **Täthetsfunktion** för  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \left[ -\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] \quad \text{för } -\infty < x < \infty$$

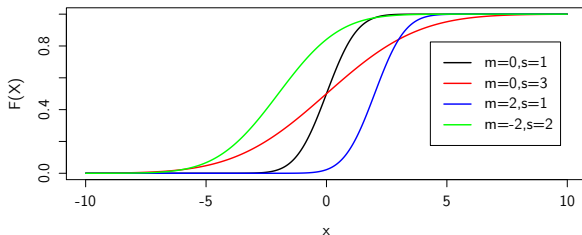
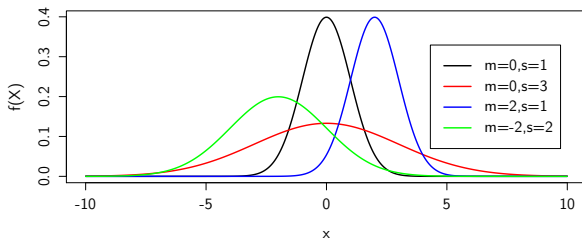
- **Väntevärde** och **varians**

$$\mathbb{E}X = \mu, \quad \text{Var}(X) = \sigma^2$$

- **CDF** finns inte i sluten form. Om  $Z \sim N(0, 1)$  så är CDFn

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left( -\frac{z^2}{2} \right)$$

# NORMALFÖRDELNINGEN



# NORMALFÖRDELNINGEN

- **Standardmedlem:**  $Z \sim N(0, 1)$ .

$$X = \mu + \sigma Z \text{ där } Z \sim N(0, 1) \implies X \sim N(\mu, \sigma^2).$$

- **Standardisering**

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

- $\mathbf{P}\{Z < 1.35\} = \Phi(1.35) = 0.9115$  och  
 $\mathbf{P}\{Z > 1.35\} = 1 - \Phi(1.35) = 0.0885$

Standardisering är praktiskt. Låt  $X \sim N(\mu = 900, \sigma = 200)$

$$\begin{aligned}\mathbf{P}\{600 < X < 1200\} &= \mathbf{P}\left\{\frac{600 - \mu}{\sigma} < \frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{1200 - \mu}{\sigma}\right\} \\ &= \mathbf{P}\{-1.5 < Z < 1.5\} \\ &= \Phi(1.5) - \Phi(-1.5) = 0.9332 - 0.0668 = 0.8664\end{aligned}$$