SANNOLIKHETSLÄRA OCH STATISTIK FÖRELÄSNING 4

Mattias Villani

Avdelningen för Statistik och Maskininlärning Institutionen för datavetenskap Linköpings universitet





ÖVERSIKT

- ► Täthetsfunktion
- ► Likformig fördelning
- ► Exponentialfördelningen
- ► Gammafördelningen
- Normalfördelningen
- Betafördelningen
- t-fördelningen



KONTINUERLIGA SLUMPVARIABLER

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

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



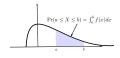
TÄTHETSFUNKTION

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.
- ightharpoonup cdf:n F(x) är antiderivatan av pdf:n.
- ► Sannolikheter för intervall ges av ytor under pdf:n

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





TÄTHETSFUNKTION

ightharpoonup 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 $f(x) \ge 0$ måste gälla.
- ▶ För litet ϵ : Pr $\left(a \frac{\epsilon}{2} \le X \le a + \frac{\epsilon}{2}\right) \approx \epsilon \cdot f(a)$.
- ▶ Exempe1: triangelfördelningen 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:

$$\mathbb{E} X = \sum_{\mathbf{x}} \mathbf{x} \cdot P(\mathbf{x}) \quad \textit{Var}(X) = \mathbb{E} \left(X - \mu \right)^2 = \sum_{\mathbf{x}} \left(\mathbf{x} - \mu \right)^2 P(\mathbf{x})$$

► För kontinuerliga slumpvariabler:

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

Exempel: triangelfördelning.

SIMULTANFÖRDELNING FÖR KONTINUERLIGA VARIABLER

► Simultan fördelningsfunktion

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

► 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

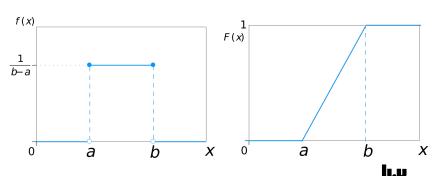
$$Cov(X, Y) = \mathbb{E}(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)$$
$$= \int \int (X - \mu_X)(Y - \mu_Y) f(x, y) dxdy$$

LIKFORMIG FÖRDELNING

► Täthetsfunktion för likformig fördelad slumpvariabel över [a, b]

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

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



LIKFORMIG FÖRDELNING

▶ Väntevärde:

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

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

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

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

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

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

EXPONENTIALFÖRDELNINGEN

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

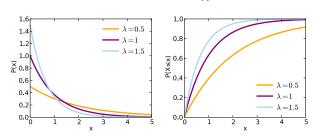
$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$
, för $x > 0$.

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

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

Varians

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





EXPONENTIALFÖRDELNINGEN

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

$$P\left\{ \text{n\"{a}sta h\"{a}ndelse innan }t
ight\} =1-P\left\{ \text{n\"{a}sta h\"{a}ndelse efter }t
ight\} \ =1-P\left\{ \text{inga h\"{a}ndelser i intervallet }\left[0,t
ight)
ight\} \ =1-rac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^{0}}{0!}=1-e^{-\lambda t}$$

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

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

- \triangleright α kallas för en **shape**parameter. λ är en **frekvens**parameter.
- ▶ Exponential är ett specialfall av Gamma: $Gamma(1, \lambda) = Exp(\lambda)$.
- Väntevärde

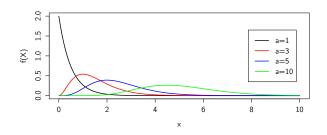
$$\mathbb{E}X = \frac{\alpha}{\lambda}$$

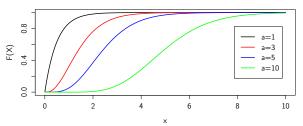
Varians

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



GAMMAFÖRDELNINGEN





TDAB01



Normalfördelningen

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

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

Väntevärde och varians

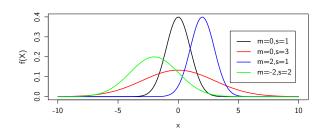
$$\mathbb{E}X = \mu$$
, $Var(X) = \sigma^2$

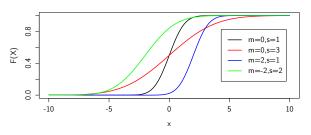
▶ CDF finns inte i sluten form. Om $Z \sim N(0,1)$ så är CDFn

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



Normalfördelningen







Normalfördelningen

▶ Standardmedlem: $Z \sim N(0, 1)$.

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

Standardisering

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

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

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

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

BETAFÖRDELNINGEN

- ▶ Passar kontinuerliga variabler i intervallet [0, 1], t ex andelar.
- ▶ Täthet för $X \sim Beta(\alpha, \beta)$

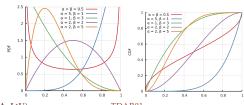
$$f(x) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1} \quad \text{for } 0 \le x \le 1$$

Betafunktionen

$$B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha + \beta)}$$

Väntevärde och varians

$$\mathbb{E}X = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \qquad Var(X) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)}$$





t-fördelningen

- ▶ Normalfördelningen har **tunna svansar**. Mycket osannolikt att observera extrema observationer.
- t-fördelningen är en generalisering av normalfördelningen med en parameter ν (frihetsgrader) som modellerar hur tunga svansarna är.
- ▶ En *t*-fördelad variabel $X \sim t_{\nu}(\mu, \sigma^2)$ har täthetsfunktionen

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)\sqrt{\pi\nu\sigma^2}} \left(1 + \frac{1}{\nu}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}$$

Väntevärde och varians

$$\mathbb{E}X = \mu \quad \text{om } \nu > 1$$

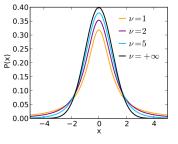
$$Var(X) = \sigma^2 \frac{\nu}{\nu - 2}$$
 om $\nu > 2$

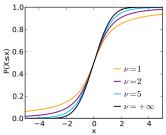
 $ightharpoonup t_{\nu}(0,1)$ är standardmedlemmen.



t-fördelningen

- ▶ Cauchy-fördelningen är speciallfallet med $\nu = 1$.
- ▶ Normalfördelningen fås när $\nu \to \infty$.





- ▶ Viktig koppling mellan *t*—fördelning och normalfördelning:
 - \blacktriangleright $X_1,...,X_n|\mu,\sigma^2\stackrel{iid}{\sim} N(\mu,\sigma^2).$ σ^2 känd. $Z=\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$
 - ► $X_1, ..., X_n | \mu, \sigma^2 \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$. σ^2 okänd, skattas med s^2 . $T = \frac{\bar{X} \mu}{s / \sqrt{n}} \sim t_{n-1}(0, 1)$.

