Přednáška 5.

- Vektorová náhodná veličina
- Vícerozměrné Normální rozdělení
- Kovariance, kovarianční matice
- Věta o transformaci
- Odhady vektorových parametrů
- ► CRLB

Vektorová náhodná veličina

Vektorová náhodná veličina $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T$

Sdružená distribuční funkce

$$F_X(x) = F_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) = P([X_1 \le x_1] \cap \cdots \cap [X_n \le x_n])$$

Sdružená hustota pravděpodobnosti

$$f_X(\mathbf{x}) = f_{X_1,\dots,X_n}(x_1,\dots,x_n)$$

Vztah mezi distribuční funkcí a hustotou

$$F_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} ... \int_{-\infty}^{x_n} f_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) dx_1,...,dx_n$$

Vícerozměrné normální rozdělení

Sdružená hustota pravděpodobnosti náhodné vektorové veličiny $\mathbf{X}=(X_1,X_2,\dots,X_N)^T$ mající Normální rozdělení

$$f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{N}{2}} (\det(\Sigma))^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)}$$

Kde
$$\mu = (\mu_1, \mu_2, ..., \mu_N)^T = E[(X_1, X_2, ..., X_N)^T] \cap \Sigma = E[(X - \mu)(X - \mu)^T]$$

Pro vektor dimenze 2 je pak hustota

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} \frac{1}{\sqrt{\det \Sigma}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)}$$

$$\text{Kde } \Sigma = \begin{pmatrix} E[(X - \mu_x)^2] & E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)] \\ E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)] & E[(Y - \mu_y)^2] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \rho \sigma_x \sigma_y \\ \rho \sigma_x \sigma_y & \sigma_y^2 \end{pmatrix}$$

Kovariance, kovarianční matice

Vektor střední hodnoty

$$\mu = E[X]$$

Kovarianční maticí nazýváme matici

$$cov(X) = \Sigma = E[(X - \mu)(X - \mu)^T] = E[XX^T] - \mu\mu^T$$

Pozn.: kovarianční matice je zobecněním rozptylu pro vektorové náhodné veličiny

Kovariance mezi náhodnými veličinami X a Y

$$cov(X,Y) = E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]$$

Transformace hustoty

Uvažujme náhodnou vektorovou veličinu $X=(X_1,\ldots,X_N)^T$, a z ní vytvořme náhodnou veličinu $Y=(Y_1,\ldots,Y_N)^T$ jako Y=h(X).

Nechť $X=(X_1,...,X_N)$ je spojitá náhodná veličina, $h:R^N\to R^N$ ryze monotónní funkce na množině $\mathbf{X}(\Omega)$ a h^{-1} je diferencovatelná a splňuje podmínku

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial h_1^{-1}}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial h_1^{-1}}{\partial y_N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial h_N^{-1}}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial h_N^{-1}}{\partial y_N} \end{bmatrix} \neq 0$$

Potom náhodná veličina $oldsymbol{Y}=h(oldsymbol{X})$ má hustotu pravděpodobnosti

$$f_Y(y) = f_X(h_1^{-1}(y), ..., h_N^{-1}(y))|J|$$

Příklad: $X, Y \sim N(0,1)$ a jsou nezávislé. Jaká je hustota pravděpodobnosti vektoru (X-Y, X+Y)?

Příklad: $X = (X_1, ..., X_N)^T$ je vektorová náhodná veličina a Y = AX, kde A je regulární matice. Jaká je hustota pravděpodobnosti Y?

Odhad (vektorových) parametrů

Odhadovaný parametr
$$oldsymbol{ heta} = egin{pmatrix} heta_1 \\ \vdots \\ heta_d \end{pmatrix}$$

Např. $\theta={\mu\choose\sigma^2}$, tedy parametry Normálního rozdělení, nebo odhad kovarianční matice, lineární regrese

Už jsme viděli, že nestranný odhad σ^2 se liší v případech, kdy (ne)známe skutečnou hodnotu parametru μ .

a) Ináme μ :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)^2$$

b) Neznáme μ a nahradíme ho výběrovým průměrem:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X}_n)^2$$

Rao-Cramérova dolní mez

- Fisherova informace je pro případ odhadu vektoru parametrů reprezentovaná **Fisherovou Informační Maticí (FIM)** $F(\theta)$.
- Pro $F(\theta)$ platí

$$F(\boldsymbol{\theta})_{i,j} = E\left[\left(\frac{\partial \ln f(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{x})}{\partial \theta_i}\right)\left(\frac{\partial \ln f(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{x})}{\partial \theta_j}\right)\right] = -E\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \ln f(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{x})\right]$$

• Nechť $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ je nestranný odhad parametru $\boldsymbol{\theta}$ tj. $\mathrm{E}[\widehat{\boldsymbol{\theta}}] = \boldsymbol{\theta}$. Platí, že

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\theta}}) \geq F^{-1}(\boldsymbol{\theta}),$$

což znamená, že matice $cov(\widehat{m{ heta}}) - {\it F}^{-1}({m{ heta}})$ je pozitivně semidefinitní.

Příklad: Nechť a je vektor stejných rozměrů jako θ . Uvažujme skalární odhad $\hat{a} = a^T \hat{\theta}$, což je nestranný odhad $a^T \theta$. Pak platí

$$var(\hat{a}) = cov(a^T \hat{\theta}) = a^T cov(\hat{\theta})a \ge a^T F^{-1}(\theta)a.$$

Když například $a=(1,0,...)^T$, pak $\hat{a}=a^T\widehat{\boldsymbol{\theta}}=\widehat{\boldsymbol{\theta}}_1$, a CRLB říká, že $var\big(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_1\big)\geq F^{-1}(\boldsymbol{\theta})_{11}$.

Rao-Cramérova dolní mez pro gaussovská pozorování

- Nechť $x \sim N(\mu(\theta), C(\theta))$, kde θ jsou parametry modelu a tedy $\mu(\theta)$ a $C(\theta)$ popisují (obecně nelineární) závislost střední hodnoty a kovarianční matice pozorování na těchto parametrech.
- Pro FIM $F(\theta)$ platí

$$F(\theta)_{i,j} = \left[\frac{\partial \mu(\theta)}{\partial \theta_i}\right]^T C^{-1}(\theta) \frac{\partial \mu(\theta)}{\partial \theta_j} + \frac{1}{2} \operatorname{tr} \left[C^{-1}(\theta) \frac{\partial C(\theta)}{\partial \theta_i} C^{-1}(\theta) \frac{\partial C(\theta)}{\partial \theta_j}\right]$$

Cvičení 5

- 1. Spočítejte Rao-Cramérovu dolní mez pro odhad rozptylu Normálního rozdělení, jestliže střední hodnotu známe.
- Generujte i.i.d. veličiny z Normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou a rozptylem σ^2 . Odhadněte rozptyl σ^2 . Proveďte MC simulaci, abyste odhadli rozptyl odhadu σ^2 a porovnejte s příslušnou CRLB.
- 3. Řešte úlohy 3.4, 3.9 a 3.11 v knize SMK