

MNOHOROZMĚRNÉ NORMÁLNÍ ROZDĚLENÍ

2019

DEFINICE: Nechť $\mathbf{Z} = (Z_1, \dots, Z_r)^T$, kde $Z_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$ jsou nezávislé náhodné veličiny. Nechť $\boldsymbol{\mu} \in \mathbb{R}^n$ a $\mathbf{A}_{n \times r} \in \mathbb{R}^{n \times r}$ je matice. Pak řekneme, že $\mathbf{X} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}$ má **n -rozměrné normální rozdělení** $\mathcal{N}_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, kde $\Sigma = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$.

VLASTNOSTI: Ukažte, že platí:

1. Má-li $\mathbf{X} \sim \mathcal{N}_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, pak $E\mathbf{X} = \boldsymbol{\mu}$, $\text{Var } \mathbf{X} = \Sigma$.

Riešenie:

$$\begin{aligned} E\mathbf{X} &= E(\boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}) = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}E\mathbf{Z} = \boldsymbol{\mu} \\ \text{Var } \mathbf{X} &= \text{Var}(\boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}) = \mathbf{A}(\text{Var } \mathbf{Z})\mathbf{A}^T = \mathbf{A}\mathbf{A}^T = \Sigma. \end{aligned}$$

2. Diskuze k definici:

- Je-li $\Sigma_{n \times n}$ pozitivně semidefinitní matice s hodností $h(\Sigma) = r \leq n$, pak existuje matice $\mathbf{A}_{n \times r}$ taková, že $h(\mathbf{A}) = r$ a $\mathbf{A}\mathbf{A}^T = \Sigma$.
- Rozdělení $\boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}$ z definice nezávisí na konkrétní volbě \mathbf{A} , závisí pouze na $\Sigma = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$.

3. Je-li $\mathbf{B} \in \mathbb{R}^{k \times n}$, $\boldsymbol{\mu}_2 \in \mathbb{R}^k$, pak $\mathbf{BX} + \boldsymbol{\mu}_2$ má rozdělení $\mathcal{N}_k(\mathbf{B}\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\mu}_2, \mathbf{B}\Sigma\mathbf{B}^T)$.

Riešenie:

$$\begin{aligned} \mathbf{BX} + \boldsymbol{\mu}_2 &= \mathbf{B}(\boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}) + \boldsymbol{\mu}_2 = \mathbf{B}\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\mu}_2 + \mathbf{BAZ}, \\ \text{z čoho plynie } \mathbf{BX} + \boldsymbol{\mu}_2 &\sim \mathcal{N}_k\left(\mathbf{B}\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\mu}_2, \mathbf{B}\mathbf{A}(\mathbf{B}\mathbf{A})^T\right) = \mathcal{N}_k\left(\mathbf{B}\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\mu}_2, \mathbf{B}\Sigma\mathbf{B}^T\right). \end{aligned}$$

Poznámka: Dokonce platí, že \mathbf{X} má mnohorozměrné normální rozdělení $\Leftrightarrow \mathbf{c}^T \mathbf{X}$ má normální rozdělení pro každé $\mathbf{c} \in \mathbb{R}^n$.

4. Existence hustoty:

- Je-li Σ regulární, pak existuje hustota vzhledem k Lebesgueově míře a je tvaru

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \sqrt{\det \Sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right\}, \quad \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n.$$

Riešenie: Nech $S \subset \mathbb{R}^n$ je merateľná množina. Ak Σ je regulárna, matica \mathbf{A} musí byť štvorcová a regulárna (singulárny rozklad matice Σ). Pre $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^T$ teda môžeme písť

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\mathbf{X} \in S) &= \mathbb{P}(\boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z} \in S) = \mathbb{P}(\mathbf{Z} \in \mathbf{A}^{-1}(S - \boldsymbol{\mu})) \\ &= \int_{\mathbf{A}^{-1}(S - \boldsymbol{\mu})} \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} z_i^2 \right\} \right) d\mathbf{z} \\ &= \int_S \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{s} - \boldsymbol{\mu}))^T (\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{s} - \boldsymbol{\mu})) \right\} \frac{d\mathbf{s}}{\det \mathbf{A}} \\ &= \int_S \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \sqrt{\det \Sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{s} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{s} - \boldsymbol{\mu}) \right\} d\mathbf{s}.\end{aligned}$$

kde sme využili Fubiniho vetu a transformáciu $\mathbf{s} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{z}$. Z jednoznačnosti hustoty (Radon-Nikodýmova veta) plynie, že hustota \mathbf{X} je skutočne $f_{\mathbf{X}}$. Špeciálne vidíme, že rozdelenie \mathbf{X} skutočne závisí iba na $\boldsymbol{\mu}$ a Σ , a nie na \mathbf{A} .

- Je-li Σ singulárni, pak hustota vzhľadom k Lebesgueové míre neexistuje.

Riešenie: Pre Σ singulárnu nájdeme vlastný vektor \mathbf{v} matice Σ , ktorý zodpovedá nulovému vlastnému číslu, tj. $\mathbf{v}^T \Sigma = \mathbf{0}$. Potom ale $\mathbf{v}^T \mathbf{X} \sim N_1(\mathbf{v}^T \boldsymbol{\mu}, \mathbf{v}^T \Sigma \mathbf{v}) = N_1(\mathbf{v}^T \boldsymbol{\mu}, 0)$, čo je Diracova miera v bode $\mathbf{v}^T \boldsymbol{\mu}$. Dostávame teda, že $\mathbf{v}^T \mathbf{X} = \mathbf{v}^T \boldsymbol{\mu}$ skoro iste, \mathbf{X} je leží skoro iste v nadrovine kolmej na \mathbf{v} , a rozdelenie \mathbf{X} nie je absolútne spojité voči Lebesgueovej miere na \mathbb{R}^n . Radon-Nikodýmova veta dáva, že hustota \mathbf{X} voči Lebesgueovej miere na \mathbb{R}^n nemôže existovať.

5. Nechť $\mathbf{X} \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ a označme $\mathbf{X} = (\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2)^T$, kde \mathbf{X}_1 tvoří prvních k složiek \mathbf{X} .

- (i) Marginálni rozdelení \mathbf{X}_1 i \mathbf{X}_2 je normálni, speciálne $\mathbf{X}_1 \sim N_k(\boldsymbol{\mu}_1, \Sigma_{11})$, kde $\boldsymbol{\mu} = (\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\mu}_2)^T$ a $\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{12}^T & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$.

Riešenie: Voľme $\mathbf{B} = (I_k \mid \mathbf{0}_{k \times (n-k)})$ maticu zloženú z jednotkovej matice o dimenzii k , a nulovej matice o rozmere $k \times (n-k)$. Potom $\mathbf{X}_1 = \mathbf{B}\mathbf{X} \sim N_k(\mathbf{B}\boldsymbol{\mu}, \mathbf{B}\Sigma\mathbf{B}^T) = N_k(\boldsymbol{\mu}_1, \Sigma_{11})$.

- (ii) Je-li $\Sigma_{12} = \mathbf{0}$, pak jsou \mathbf{X}_1 a \mathbf{X}_2 nezávislé.

Riešenie: Nech $\Sigma_{12} = \mathbf{0}$. Z časti (i) vieme, že Σ_{11} a Σ_{22} sú variančné matice. Môžeme teda nájsť matice \mathbf{A}_1 a \mathbf{A}_2 tak, že platí $\mathbf{A}_1 \mathbf{A}_1^T = \Sigma_{11}$ a $\mathbf{A}_2 \mathbf{A}_2^T = \Sigma_{22}$. Dostávame $\Sigma = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$ pre $\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}_2 \end{pmatrix}$. Môžeme teda vyjadriť

$$\begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \end{pmatrix} = \mathbf{X} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_1 \\ \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{Z}_1 \\ \mathbf{Z}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_1 + \mathbf{A}_1 \mathbf{Z}_1 \\ \boldsymbol{\mu}_2 + \mathbf{A}_2 \mathbf{Z}_2 \end{pmatrix},$$

kde $\mathbf{Z} = (\mathbf{Z}_1^T, \mathbf{Z}_2^T)^T$ je vektor nezávislých veličín s rozdelením $\mathsf{N}(0, 1)$. Vidíme, že \mathbf{X}_1 a \mathbf{X}_2 sú funkiami nezávislých vektorov \mathbf{Z}_1 a \mathbf{Z}_2 , a teda sú nezávislé.

6. Nechť $X \sim \mathsf{N}(0, 1)$ a nechť $1/2 = \mathsf{P}(Z = 1) = \mathsf{P}(Z = -1)$ jsou nezávislé náhodné veličiny. Definujme $Y = Z \cdot X$. Ukažte, že

(a) X i Y mají rozdelení $\mathsf{N}(0, 1)$,

Riešenie: Nájdime distribučnú funkciu Y . Pre $y \in \mathbb{R}$ môžeme písat

$$\begin{aligned}\mathsf{P}(Y \leq y) &= \mathsf{P}(X \cdot Z \leq y) \\ &= \mathsf{P}(X \cdot Z \leq y \mid Z = 1)\mathsf{P}(Z = 1) + \mathsf{P}(X \cdot Z \leq y \mid Z = -1)\mathsf{P}(Z = -1) \\ &= \frac{1}{2}(\mathsf{P}(X \leq y) + \mathsf{P}(-X \leq y)) = \frac{1}{2}(\mathsf{P}(X \leq y) + (1 - \mathsf{P}(X < -y))) \\ &= \mathsf{P}(X \leq y),\end{aligned}$$

kde sme využili symetriu a absolútne spojitosť rozdelenia X .

(b) veličiny X a Y jsou nekorelované, ale závislé,

Riešenie: Máme

$$\mathsf{E}(X \cdot Y) = \mathsf{E}(X^2 \cdot Z) = \mathsf{E}X^2\mathsf{E}Z = 0,$$

a tiež $\mathsf{E}X = 0$ a $\mathsf{E}Z = 0$, teda X a Y sú nekorelované. Sú však závislé, pretože napríklad pre obdĺžnik $[1, 2] \times [-1, 1] \subset \mathbb{R}^2$ platí

$$0 = \mathsf{P}(X \in [1, 2], Y \in [-1, 1]) \neq \mathsf{P}(X \in [1, 2])\mathsf{P}(Y \in [-1, 1]) > 0.$$

(c) sdružené rozdelení X a Y není normální.

Riešenie: Ak by združené rozdelenie X a Y bolo normálne, z príkladu 5, časť (ii) by už musela z nekorelovanosti plynúť nezávislosť. Tým by sme boli v spore s časťou (b).

7. Nechť $\mathbf{X} \sim \mathsf{N}_n(\mathbf{0}, \Sigma)$. Pak náhodná veličina $\|\mathbf{X}\|^2 = \mathbf{X}^T \mathbf{X} = \sum_{i=1}^n X_i^2$ má stejné rozdelení ako $\sum_{i=1}^n \lambda_i Y_i^2$, kde Y_i sú iid veličiny s $\mathsf{N}(0, 1)$ rozdelením a $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ sú vlastní čísla Σ . Speciálne pak platí, že

- $\mathsf{E}\|\mathbf{X}\|^2 = \text{tr}(\Sigma)$,
- pokud má Σ vlastní čísla pouze 0 nebo 1, pak má veličina $\|\mathbf{X}\|^2$ rozdelení χ^2 se stupni volnosti rovnými $h(\Sigma) = \text{tr}(\Sigma)$.

Riešenie: Použime reprezentáciu $\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{Z}$ pre \mathbf{Z} nezávislé $\mathsf{N}(0, 1)$ veličiny, a spektrálny rozklad matice Σ . Dostávame

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} = (\mathbf{A}\mathbf{Z})^T (\mathbf{A}\mathbf{Z}) = \mathbf{Z}^T (\mathbf{A}^T \mathbf{A}) \mathbf{Z} = \mathbf{Z}^T \Sigma \mathbf{Z} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Q}) \Lambda (\mathbf{Q}^T \mathbf{Z}),$$

kde \mathbf{Q} je ortogonálna a Λ diagonálna. Označme $\mathbf{Y} = \mathbf{Q}^T \mathbf{Z}$. Z definície mnohorozmerného normálneho rozdelenia a ortogonality \mathbf{Q} vidíme, že $\mathbf{Y} \sim \mathcal{N}_n(\mathbf{Q}^T \mathbf{0}, \mathbf{Q}^T \mathbf{Q}) = \mathcal{N}_n(\mathbf{0}, I_n)$. Časť (ii) príkladu 5 teda dáva, že zložky náhodného vektoru $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)^T$ sú nezávislé s rozdelením $\mathcal{N}(0, 1)$. Diagonalita matice Λ umožňuje pravú stanu formuly vyššie prepísať ako

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} = \mathbf{Y}^T \Lambda \mathbf{Y} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_i^2,$$

kde λ_i sú diagonálne členy matice Λ , teda vlastné čísla matice Σ .

8. Nalezněte asymptotickou approximaci rozdelení χ_n^2 pro velké n pomocí normálneho rozdelení.

Riešenie: Vieme, že rozdelenie χ_n^2 môžeme reprezentovať ako súčet n nezávislých náhodných veličín s rozdelením Z_i^2 , kde $Z_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Označme $Y_i = Z_i^2$. Potom Y_i sú nezávislé, rovnako rozdelené náhodné veličiny so strednou hodnotou $\mathbb{E} Y_i = \mathbb{E} Z_i^2 = 1$ a rozptylom $\text{Var } Y_i = \mathbb{E} Z_i^4 - 1 = 2$. Centrálna limitná veta dáva pre $n \rightarrow \infty$

$$\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i - 1 \right) \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, 2).$$

To môžeme prepísať ako

$$\frac{\sum_{i=1}^n Z_i^2 - n}{\sqrt{2n}} \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, 1),$$

čo znamená že pre n veľké, χ_n^2 bude rozdelenie blízke $\mathcal{N}(n, 2n)$.

9. Nechť $\mathbf{X} \sim \mathcal{N}_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, kde Σ je regulárni. Pak

$$(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) \sim \chi_n^2.$$

Riešenie: Opäť použijeme reprezentáciu $\mathbf{X} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}$ pre \mathbf{Z} nezávislé $\mathcal{N}(0, 1)$ veličiny. Dostaneme

$$(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) = (\mathbf{A}\mathbf{Z})^T (\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1} (\mathbf{A}\mathbf{Z}) = \mathbf{Z}^T \mathbf{A}^T (\mathbf{A}^T)^{-1} \mathbf{A} \mathbf{Z} = \mathbf{Z}^T \mathbf{Z},$$

kde vpravo je súčet štvorcov n nezávislých $\mathcal{N}(0, 1)$ náhodných veličín. To je definícia χ_n^2 rozdelenia.

10. Nalezněte asymptotickou approximaci rozdelení χ_n^2 pro velké n pomocí normálneho rozdelení.

Riešenie: Vieme, že rozdelenie χ_n^2 môžeme reprezentovať ako súčet n nezávislých náhodných veličín s rozdelením Z_i^2 , kde $Z_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Označme $Y_i = Z_i^2$. Potom Y_i sú

nezávislé, rovnako rozdelené náhodné veličiny so strednou hodnotou $\mathbb{E} Y_i = \mathbb{E} Z_i^2 = 1$ a rozptylom $\text{Var } Y_i = \mathbb{E} Z_i^4 - 1 = 2$. Centrálna limitná veta dáva pre $n \rightarrow \infty$

$$\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i - 1 \right) \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, 2).$$

To môžeme prepísať ako

$$\frac{\sum_{i=1}^n Z_i^2 - n}{\sqrt{2n}} \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, 1),$$

čo znamená že pre n veľké, χ_n^2 bude rozdelenie blízke $\mathcal{N}(n, 2n)$.

11. Pro $n = 2$ ukažte, jak lze generovat náhodný vektor z rozdelení $\mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ pro nějaké zadané $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2)^T \in \mathbb{R}^2$ a $\boldsymbol{\Sigma}_{2 \times 2} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ pozitivně semidefinitní, umíme-li generovat náhodné veličiny z $\mathcal{N}(0, 1)$.

Riešenie: Stačí nájsť maticu \mathbf{A} takú, že $\mathbf{A}\mathbf{A}^T = \boldsymbol{\Sigma}$ a použiť reprezentáciu $\mathbf{X} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{Z}$. Spektrálny rozklad $\boldsymbol{\Sigma}$ vedie k symetrickej odmocinovej matici $\mathbf{A} = \boldsymbol{\Sigma}^{1/2}$, ktorá má ale všeobecne pomerne zložitý tvar. Jednoduchšia (nesymetrická) matica s danou vlastnosťou je napr.

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ \rho\sigma_2 & \sqrt{1 - \rho^2}\sigma_2 \end{pmatrix}.$$

Je jednoduché overiť, že platí $\mathbf{A}\mathbf{A}^T = \boldsymbol{\Sigma}$. Môžeme teda voliť

$$\begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \mathbf{A} \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix},$$

čiže

$$\begin{aligned} X_1 &= \mu_1 + \sigma_1 Z_1, \\ X_2 &= \mu_2 + \sigma_2 \left(\rho Z_1 + \sqrt{1 - \rho^2} Z_2 \right). \end{aligned}$$

OPAKOVÁNÍ

SPEKTRÁLNÍ ROZKLAD MATICE. Nechť $\Sigma_{n \times n}$ je symetrická reálná matice. Pak existuje \mathbf{Q} ortogonální a Λ diagonální matice takové, že

$$\Sigma = \mathbf{Q} \Lambda \mathbf{Q}^T.$$

χ^2 ROZDĚLENÍ. Nechť Z_1, \dots, Z_n jsou nezávislé náhodné veličiny s rozdelením $\mathsf{N}(0, 1)$. Pak $Y = \sum_{i=1}^n Z_i^2$ má χ^2 rozdělení s n stupni volnosti.

VÝZNAM NORMÁLNÍHO ROZDĚLENÍ: MNOHOROZMĚRNÁ CENTRÁLNÍ LIMITNÍ VĚTA. Nechť $\{\mathbf{X}_n\}$ je náhodný výběr z rozdělení se střední hodnotou $\boldsymbol{\mu}$ a konečnou rozptylovou maticí Σ . Pak platí

$$\sqrt{n}(\bar{\mathbf{X}}_n - \boldsymbol{\mu}) \xrightarrow{D} \mathsf{N}(0, \Sigma), \quad n \rightarrow \infty.$$