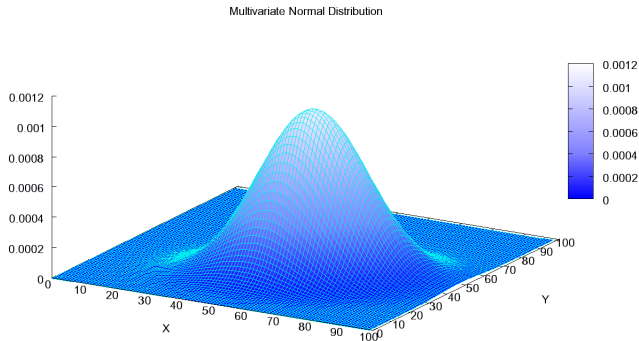


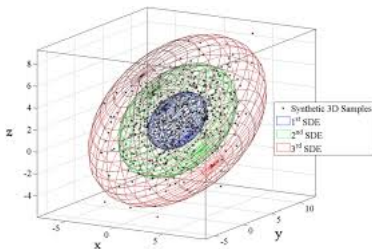
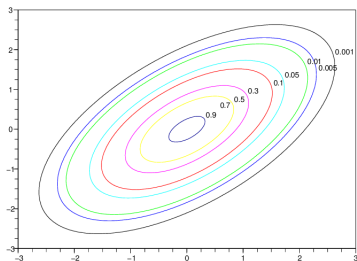
Spherical and Elliptical distributions

Kirill Zakharov

SPbSUE

2021





Сферическое распределение. Определение

$X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ - случайный вектор с одинаково распределенными и не коррелированными компонентами.

Определение

Случайный вектор $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ имеет **сферическое распределение**, если для любой ортогональной матрицы $U \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ($UU^T = U^T U = I_n$)

$$UX \stackrel{d}{=} X \quad (1)$$

Теорема 1

Пусть $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ n -мерный случайный вектор. Тогда следующие утверждения эквивалентны:

- 1) X - имеет сферическое распределение
- 2) $\exists \psi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ такая, что $\forall h \in \mathbb{R}^n$

$$\varphi_X(h) = E[e^{ih^T X}] = \psi(h^T h) = \psi(h_1^2 + \dots + h_n^2) \quad (2)$$

- 3) $\forall a \in \mathbb{R}^n$ ($\|a\|^2 = a^T a = a_1^2 + \dots + a_n^2$)

$$a^T X \stackrel{d}{=} \|a\| x_1 \quad (3)$$

ψ называется **характеристическим генератором**

Обозначение: $X \sim S_n(\psi)$

Многомерное нормальное распределение

Пусть X имеет многомерное стандартное нормальное распределение $\mathcal{N}(0, I_n)$. Такое распределение является сферическим, так как

$$\varphi_X(h) = E[e^{ih^T X}] = e^{-\frac{1}{2}h^T h}$$

Сферическое распределение. Примеры

Многомерное нормальное распределение

Пусть X имеет многомерное стандартное нормальное распределение $\mathcal{N}(0, I_n)$. Такое распределение является сферическим, так как

$$\varphi_X(h) = E[e^{ih^T X}] = e^{-\frac{1}{2}h^T h}$$

Смеси с нормальной дисперсией

$$X \sim M(0, I_n, \hat{H}) \iff X \sim S_n(\hat{H}(\tfrac{1}{2}))$$

$$Y = \alpha + \beta W + \gamma \sqrt{W} X$$

$$\varphi_X(h) = E[E[e^{ih^T X} | W]] = E[e^{ih^T \mu - \frac{1}{2} W h^T \Sigma h}] = e^{ih^T \mu} \hat{H}(\tfrac{1}{2} h^T \Sigma h),$$

где $\hat{H}(x) = \int_0^\infty e^{-xv} H(v) dv$ - преобразование Лапласа.

$$\text{т.е. } \varphi_X(h) = \hat{H}(\tfrac{1}{2} h^T h)$$

Теорема 2

Пусть S - равномерно распределенный случайный вектор на единичной гиперсфере $\mathcal{S}^{n-1} = \{s \in \mathbb{R}^n \mid s^T s = 1\}$ и $R \geq 0$ - радиальная случайная величина, независимая от S .

Тогда X имеет сферическое распределение $\iff X \stackrel{d}{=} RS$

Сферическое распределение. Теоремы

Теорема 2

Пусть S - равномерно распределенный случайный вектор на единичной гиперсфере $\mathcal{S}^{n-1} = \{s \in \mathbb{R}^n \mid s^T s = 1\}$ и $R \geq 0$ - радиальная случайная величина, независимая от S .

Тогда X имеет сферическое распределение $\iff X \stackrel{d}{=} RS$

Следствие

Пусть $X \stackrel{d}{=} RS \sim S_n^+(\psi)$

Тогда $(\|X\|, \frac{X}{\|X\|}) \stackrel{d}{=} (R, S)$

Generating RV для $X \sim \mathcal{N}_n(0, I_n)$

Пусть $X \stackrel{d}{=} RS_n$

$\chi_l^2 \stackrel{d}{=} X^T X \stackrel{d}{=} R^2 S^T S \stackrel{a.s.}{=} R^2$

Определение

Пусть $Y \sim S_k(\psi)$; $\Lambda \in \mathbb{R}^{d \times k}$; $\mu \in \mathbb{R}^d$.

Тогда $X \stackrel{d}{=} \mu + \Lambda Y$ имеет **эллиптическое** распределение.

$$\varphi_X(h) = E[e^{ih^T X}] = E[e^{ih^T(\mu + \Lambda Y)}] = e^{ih^T \mu} E[e^{i(\Lambda^T h)^T Y}] = e^{ih^T \mu} \psi(h^T \Sigma h), \text{ где } \Sigma = \Lambda \Lambda^T.$$

Обозначение: $X \sim E_d(\mu, \Sigma, \psi)$

Теорема 3

Пусть $\text{rank}(\Sigma) = n$

Тогда $X \sim E_n(\mu, \Sigma, \psi) \iff X \stackrel{d}{=} \mu + R\Lambda S_n,$

где $S_n \sim U_n[\mathcal{S}^{n-1}]$; $R \geq 0$; $\mu \in \mathbb{R}^d$; $\Lambda \in \mathbb{R}^{d \times n}$; $\text{rank}(\Lambda) = n$

Теорема 3

Пусть $\text{rank}(\Sigma) = n$

Тогда $X \sim E_n(\mu, \Sigma, \psi) \iff X \stackrel{d}{=} \mu + R\Lambda S_n$,

где $S_n \sim U_n[\mathcal{S}^{n-1}]$; $R \geq 0$; $\mu \in \mathbb{R}^d$; $\Lambda \in \mathbb{R}^{d \times n}$; $\text{rank}(\Lambda) = n$

Многомерное нормальное распределение

Пусть $\mu \in \mathbb{R}^n$; $\Lambda \in \mathbb{R}^{n \times k}$; $\Sigma = \Lambda^T \Lambda \in \mathbb{R}^{n \times n} > 0$.

Если $X \sim \mathcal{N}_n(\mu, \Sigma) \Rightarrow X \stackrel{d}{=} \mu + \sqrt{\chi_k^2} \Lambda U_k$

Многомерное t-распределение

Пусть $Y \stackrel{d}{=} \frac{X}{\sqrt{\frac{\chi_v^2}{v}}}$; $X \sim \mathcal{N}_n(0, I_n)$

Тогда $Y \stackrel{d}{=} \frac{\sqrt{\chi_n^2}}{\sqrt{\frac{\chi_v^2}{v}}} U_n = \sqrt{n \frac{\chi_n^2/n}{\chi_v^2/v}} U_n \stackrel{d}{=} \sqrt{n F_{n,v}} U_n$

Через функцию плотности:

$$f_X(v) = \frac{k}{\sqrt{|\Sigma|}} g\left(\frac{1}{2}(v - \mu)^T \Sigma^{-1}(v - \mu)\right) \quad (4)$$

k - нормирующая константа

g - генератор

μ - медианный вектор

Для g выполняется условие: $\int_0^{+\infty} y^{n/2-1} g(y) dy < \infty$

Класс эллиптических распределений

| Распределение | Генератор | Нормирующая константа |
|---|--|--|
| Многомерное нормальное распределение | e^{-y} | $(2\pi)^{-n/2}$ |
| Многомерное t-распределение Стьюдента | $\left(1 + \frac{y}{\nu}\right)^{-p}, p > \frac{n}{2}$ | $\frac{\Gamma(p)}{\Gamma(p - \frac{n}{2})} (2\pi\nu)^{-n/2}$ |
| Многомерное логит распределение | $\frac{e^{-y}}{(1 + e^{-y})^2}$ | $\frac{\Gamma(n/2)}{(2\pi)^{n/2} \int_0^{+\infty} \frac{y^{n/2-1} e^{-y}}{(1+e^{-y})^2} dy}$ |
| Многомерное экспоненциально- степенное распределение | e^{-ay^b} | $\frac{b\Gamma(n/2)}{(2\pi)^{n/2} \Gamma(\frac{n}{2b})} a^{n/2b}$ |

$$X \sim E_n(\mu, \Sigma, \psi)$$

1. Линейность

$$\forall B \in \mathbb{R}^{k \times n}; b \in \mathbb{R}^k \Rightarrow BX + b \sim E_k(B\mu + b, B\Sigma B^T, \psi)$$

2. О квадратичной форме

$$\left(\sqrt{(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu)}, \frac{\Sigma^{-1/2} (X - \mu)}{\sqrt{(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu)}} \right) = (R, S)$$

$$\text{if } X \sim \mathcal{N}_n(\mu, \Sigma), \text{ then } (X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) \stackrel{d}{=} \chi^2(n)$$

$$\text{if } X \sim t_n(v, \mu, \Sigma), \text{ then } (X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) \stackrel{d}{=} nF(n, v)$$

3. Свертка

$$Y \sim E_n(\tilde{\mu}, \Sigma, \tilde{\psi}) \Rightarrow X + Y \sim E_n(\mu + \tilde{\mu}, \Sigma, \psi(\cdot) \tilde{\psi}(\cdot))$$

4. Маргинальные распределения

$$X = (X_1, X_2); \mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}; \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow X_1 \sim E_k(\mu_1, \Sigma_{11}, \psi); X_2 \sim E_{n-k}(\mu_2, \Sigma_{22}, \psi)$$

Теорема 4

Пусть $X \sim E_n(\mu, \Sigma, \psi); \mu \in \mathbb{R}^n; \Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n} \geq 0; \text{rank}(\Sigma) = m$.

Пусть CDF генерирующей величины абсолютно непрерывна.

$S_\Lambda \subset \mathbb{R}^n$ - линейная оболочка, натянутая на Λ .

Тогда $f_X(x) = \frac{1}{|\Lambda|} g_R((x - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu)) \quad x \in S_\Lambda \setminus \{\mu\}$

где $g_R(t) = k f_R(\sqrt{t})$

$$X \sim E_n(0, \Sigma, \psi); \quad \Sigma = \begin{pmatrix} b & a & \dots & a \\ a & b & \dots & a \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a & \dots & a & b \end{pmatrix} \text{ (equicovariance);}$$

$$-b/(n-1) < a < b$$

6. Симметричность

6.1. Rotational symmetry

$$X \stackrel{d}{=} UX; U - \text{ортогональная матрица}$$

6.2. Permutation symmetry

$$X \stackrel{d}{=} \mathcal{P}X$$

$$\mathcal{P}X \stackrel{d}{=} \mathcal{P}(R\Lambda U_n) = R\mathcal{P}\Lambda U_n$$

6.3. Radial symmetry (central, simply)

$$\forall c \in \mathbb{R}^n \quad X - c \stackrel{d}{=} -(X - c)$$

$$\forall x \in \mathbb{R}^n \quad f_X(\mu + x) = f_X(\mu - x) \text{ (по св. 5)}$$

$$-(X - \mu) \stackrel{d}{=} -R\Lambda U_n = R\Lambda(-U_n) \stackrel{d}{=} R\Lambda U_n \stackrel{d}{=} X - \mu$$

6.4. Angular symmetry

$$\frac{X - c}{\|X - c\|_2} \stackrel{d}{=} - \frac{X - c}{\|X - c\|_2}$$

Spherical distribution: rotationally, permutationally, radially and if $R > 0$ angularly symmetric

Epilittical distribution: radially and if $R > 0$ angularly symmetric.
If $\mu = 0$ and Σ - equicovariance matrix, then permutationally symmetric

7. Моменты

$$E[X] = E[\mu + R\Lambda U_n] = \mu + \Lambda E[R]E[U_n]$$

$$Cov(X) = E[(R\Lambda U_n)(R\Lambda U_n)^T] = E[R^2]\Lambda E[U_n U_n^T]\Lambda^T$$

8. Self-decomposability

$$X \stackrel{d}{=} \rho X + \epsilon$$