

机器学习的数学基础

第5次课

正态分布的概率密度函数

张朝晖

河北师范大学软件学院

2017.10.19

问题的引入:

➢ 统计决策规则中, 涉及“连续随机变量或向量的**概率密度函数**”。

$$p(x|\omega_i)$$

➢ “正态分布”的概率密度函数, 特点:

物理上的合理性。如果在特征空间中的某一类样本, 较多地分布在某一类均值附近, 远离均值点的样本比较少, 此时用正态分布作为这一类的概率模型是合理的。

数学上, 比较简便。正态分布概率模型有许多好的性质, 有利于作数学分析。

➔ 简单, 符合一些实际情况

主要内容

1. 单个随机变量的正态分布

2. 随机向量的正态分布

连续随机变量 X 概率密度函数定义

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

记 $p_X(x) \sim N(\mu, \sigma^2)$

标准正态分布: $p_X(x) \sim N(0, 1)$

其中 $\begin{cases} p_X(x) - \text{随机变量(标量)} \\ \mu - \text{随机变量}X\text{的期望, 或均值} \\ \mu \equiv E\{X\} = \int_{-\infty}^{\infty} xp_X(x)dx \\ \sigma - x\text{的标准差, 描述}x\text{的分散程度} \\ \sigma^2 - x\text{的方差: } \sigma^2 \equiv E\{(X-\mu)^2\} = \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^2 p_X(x)dx \end{cases}$

性质: $p_X(x) \geq 0, -\infty < x < +\infty$

$$\int_{-\infty}^{\infty} p_X(x)dx = 1$$

$$\int_{\mu-\sigma}^{\mu+\sigma} p_X(x)dx = 0.683$$

$$\int_{\mu-2\sigma}^{\mu+2\sigma} p_X(x)dx = 0.9544$$

$$\int_{\mu-3\sigma}^{\mu+3\sigma} p_X(x)dx = 0.9974$$

其它: 熵 $H(p_X(x)) = -\int p_X(x) \ln p_X(x)dx > 0$

$$\text{Mahalanobis距离 } r = \frac{|x-\mu|}{\sigma}$$

$$E\{f(X)\} = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)p_X(x)dx$$

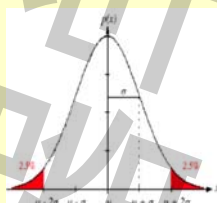


图: 单变量正态分布。

$$p(X=\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$$

主要内容

1. 单个随机变量的正态分布

2. 随机向量的正态分布

[1]多元正态分布的概率密度函数-- $p_X(x)$

定义: $p_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu) \right]$

记为 $p_X(x) \sim N(\mu, \Sigma)$

其中: $\begin{cases} X - d \text{ 维列向量}, X = [X_1, X_2, \dots, X_d]^T \\ X_i \text{ 为随机变量}, i = 1, 2, \dots, d; \\ \mu - d \text{ 维均值向量}, \mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_d]^T \\ \mu_i \text{ 为第 } i \text{ 维随机变量 } X_i \text{ 的均值}, i = 1, 2, \dots, d; \\ \Sigma - d \times d \text{ 维协方差矩阵 (covariance matrix)} \\ \Sigma^{-1} - \text{矩阵 } \Sigma \text{ 的逆矩阵, 精度矩阵} \\ |\Sigma| - \text{矩阵 } \Sigma \text{ 的行列式} \end{cases}$

[1]多元正态分布概率密度函数定义(续)-- μ

$\mu - d \text{ 维均值向量}, \mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_d]^T$

$\mu = E\{X\} = \int_{\mathbb{R}^d} x p_X(x) dx$

$= [E\{x_1\}, E\{x_2\}, \dots, E\{x_d\}]^T = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_d]^T$

其中:

$\begin{cases} \mu_i = E\{X_i\} = \int_{\mathbb{R}^d} x_i p_X(x) dx \\ = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} x_i p_X(x) dx_1 dx_2 \dots dx_d = \int_{-\infty}^{+\infty} x_i p(x_i) dx_i \end{cases}$

边缘密度函数 $p_{X_i}(x_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_d$

[1]多元正态分布概率密度函数定义(续)-- Σ

$\Sigma - d \times d \text{ 维协方差矩阵 (covariance matrix):}$

$\Sigma = E\{(X - \mu)(X - \mu)^T\} = \int_{\mathbb{R}^d} (x - \mu)(x - \mu)^T p_X(x) dx$

$\Sigma = E\{(X - \mu)(X - \mu)^T\} = E \left\{ \begin{bmatrix} X_1 - \mu_1 \\ X_2 - \mu_2 \\ \vdots \\ X_d - \mu_d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 - \mu_1 & X_2 - \mu_2 & \dots & X_d - \mu_d \end{bmatrix} \right\}$
 $= E \begin{bmatrix} (X_1 - \mu_1)^2 & (X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_1 - \mu_1)(X_d - \mu_d) \\ (X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1) & (X_2 - \mu_2)^2 & \dots & (X_2 - \mu_2)(X_d - \mu_d) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ (X_d - \mu_d)(X_1 - \mu_1) & (X_d - \mu_d)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_d - \mu_d)^2 \end{bmatrix}$
 =(下页待续)

[1]多元正态分布概率密度函数定义(续)-- Σ

$\Sigma - d \times d \text{ 维协方差矩阵 (covariance matrix):}$

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

$= \begin{bmatrix} E\{(X_1 - \mu_1)^2\} & E\{(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2)\} & \dots & E\{(X_1 - \mu_1)(X_d - \mu_d)\} \\ E\{(X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1)\} & E\{(X_2 - \mu_2)^2\} & \dots & E\{(X_2 - \mu_2)(X_d - \mu_d)\} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E\{(X_d - \mu_d)(X_1 - \mu_1)\} & E\{(X_d - \mu_d)(X_2 - \mu_2)\} & \dots & E\{(X_d - \mu_d)^2\} \end{bmatrix}$
 $= \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1d} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2d} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{d1} & \sigma_{d2} & \dots & \sigma_{dd} \end{bmatrix}$
 $\Sigma \text{ 对称非负定} \begin{cases} \text{对角线元素 } \sigma_{ii} = \sigma_i^2, X_i \text{ 方差} \\ \text{非对角元素 } \sigma_{ij}, X_i, X_j \text{ 协方差} \end{cases}$

这里: 只考虑 Σ 对称正定

[1]多元正态分布概率密度函数定义(续)-- Σ

$\Sigma - d \times d \text{ 维协方差矩阵 (covariance matrix):}$

$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1d} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2d} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{d1} & \sigma_{d2} & \dots & \sigma_{dd} \end{bmatrix}$

$\sigma_{ij} = E\{(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)\} = \int_{\mathbb{R}^d} (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) p_X(x) dx$

$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) p_X(x) dx_1 dx_2 \dots dx_d$

$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) p_{X_i, X_j}(x_i, x_j) dx_i dx_j$

其中, 边缘密度:

$p_{X_i, X_j}(x_i, x_j) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_{j-1} dx_{j+1} \dots dx_d$

[2]多元正态分布概率密度函数性质

性质1 多元正态分布完全由 μ, Σ 决定

参数共计 $d + \frac{d(d+1)}{2}$ 个

$\mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_d]^T$

$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1d} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2d} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{d1} & \sigma_{d2} & \dots & \sigma_{dd} \end{bmatrix}$ 为对称矩阵

$p_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu) \right]$

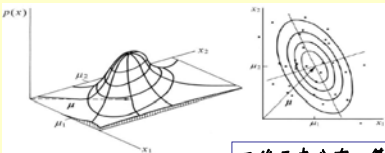
$p_X(x) \sim N(\mu, \Sigma)$

性质2 等概率密度点的轨迹为一超椭球面

$$p_X(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right]$$

\mathbf{x} 到 $\boldsymbol{\mu}$ 的 Mahalanobis距离平方 $r^2 = (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})$

等概率密度点: $r^2 = \text{常数}$



超椭球面中心 $\boldsymbol{\mu}$

超椭球面主轴 $\left\{ \begin{array}{l} \text{方向取决于} \Sigma \text{本征向量} \\ \text{长度与} \Sigma \text{本征值的平方根成正比。} \end{array} \right.$

二维正态分布, 等概率密度点的轨迹为椭圆周。

性质3 不相关性等价于独立性。

\mathbf{x} 多元正态分布 $\left\{ \begin{array}{l} \text{"X任意两分量} X_i, X_j \text{间互不相关"} \\ \Leftrightarrow \text{"各分量间相互独立"} \\ \text{协方差矩阵} \Sigma \text{是对角矩阵} \Rightarrow \text{X各分量相互独立} \end{array} \right.$

定义: 随机变量 X_i, X_j 之间

$$\left\{ \begin{array}{l} X_i, X_j \text{间不相关: } E\{X_i X_j\} = E\{X_i\} E\{X_j\} \\ X_i, X_j \text{相互独立: } p_{X_i, X_j}(x_i, x_j) = p(x_i) p(x_j) \end{array} \right.$$

并且

$$p_{X_i, X_j}(x_i, x_j) = p_{X_i}(x_i) p_{X_j}(x_j) \Rightarrow E\{X_i X_j\} = E\{X_i\} E\{X_j\}$$

性质3 不相关性等价于独立性。

多元正态分布的任意随机变量间不相关性, 等价于独立性。

证: $\forall X_i, X_j, i \neq j, i, j = 1, \dots, d$ 若 X_i, X_j 间互不相关, 则

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= E\{(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)\} = E\{X_i X_j - X_i \mu_j - X_j \mu_i + \mu_i \mu_j\} \\ &= E\{X_i\} E\{X_j\} - \mu_j E\{X_i\} - \mu_i E\{X_j\} + \mu_i \mu_j = 0 \end{aligned}$$

$$\text{所以: } \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1d} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2d} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{d1} & \sigma_{d2} & \dots & \sigma_{dd} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & & & \\ & \sigma_{22} & & \\ & & \dots & \\ & & & \sigma_{dd} \end{bmatrix}$$

因此: 若 X_i, X_j 间互不相关, 则协方差矩阵 Σ 是对角的

性质3 不相关性等价于独立性。

$$\text{证(续1): } \Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} 1/\sigma_{11} & & \\ & 1/\sigma_{22} & \\ & & \dots \\ & & & 1/\sigma_{dd} \end{bmatrix}$$

$$|\Sigma| = \prod_{i=1}^d \sigma_{ii} \quad |\Sigma|^{1/2} = \prod_{i=1}^d \sqrt{\sigma_{ii}} = \prod_{i=1}^d \sigma_i$$

$$\begin{aligned} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) &= [x_1 - \mu_1, \dots, x_d - \mu_d] \begin{bmatrix} 1/\sigma_{11} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1/\sigma_{dd} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 - \mu_1 \\ \vdots \\ x_d - \mu_d \end{bmatrix} \\ &= [(x_1 - \mu_1)/\sigma_{11} \quad \dots \quad (x_d - \mu_d)/\sigma_{dd}] \begin{bmatrix} x_1 - \mu_1 \\ \vdots \\ x_d - \mu_d \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^d \left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \end{aligned}$$

性质3 不相关性等价于独立性。

$$\text{证(续2): } (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) = \sum_{i=1}^d \left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2$$

$$p_X(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right]$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{d/2} \prod_{i=1}^d \sigma_i} \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \right] = \prod_{i=1}^d \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \right]$$

$$= \prod_{i=1}^d p_{X_i}(x_i) \quad \text{所以X各分量相互独立}$$

所以对于多元正态分布 \mathbf{X} ,

$\left\{ \begin{array}{l} \text{各分量} X_i, X_j \text{间互不相关} \Leftrightarrow \text{各分量相互独立。} \end{array} \right.$

$\left\{ \begin{array}{l} \text{协方差矩阵} \Sigma \text{是对角的} \Rightarrow \text{X各分量相互独立, 且正态分布} \end{array} \right.$

性质4 边缘密度分布与条件密度分布仍为正态分布。

边缘概率密度: $p_{X_i}(x_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(\mathbf{x}) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_d$

$$p_{X_i}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \right]$$

$i = 1, \dots, d$

条件概率密度: 给定 $X_i = x_i$ 条件下, X_j 的分布。

$$p_{X_j|X_i}(x_j / x_i) = \frac{p_{X_i, X_j}(x_i, x_j)}{p_{X_i}(x_i)}$$

其中:

$$\begin{aligned} p_{X_i, X_j}(x_i, x_j) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(\mathbf{x}) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_{j-1} dx_{j+1} \dots dx_d \\ p_{X_i}(x_i) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(\mathbf{x}) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_d \end{aligned}$$

性质5 线性变换的正态性

随机向量 X 经线性变换后，仍为正态分布。

若 $\begin{cases} \text{随机向量 } X = [X_1, \dots, X_d]^T, p_X(x) \sim N(\mu, \Sigma) \\ \text{变换矩阵 } A = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_k] \quad d \text{ 行} \times k \text{ 列;} \\ \text{线性变换 } Y = A^T X \end{cases}$

则 $p_Y(y) \sim N(A^T \mu, A^T \Sigma A)$

性质5 线性变换的正态性

线性变换: $Y = A^T X$

说明1: 适当选择 A 为某种非奇异矩阵, 可使 Y 中各分量相互独立

即 $\Sigma_Y =$ 对角矩阵

变换矩阵: $A = \Phi$;

协方差矩阵: $\Sigma_Y = A^T \Sigma A = \Phi^T \Sigma \Phi = \Lambda$

说明2: 可将坐标变换至超球坐标系 $\Sigma_Y = I$

$A = A_{\omega} = \Phi \Lambda^{-\frac{1}{2}}$ (白化变换);

$\Sigma_Y = A_{\omega}^T \Sigma A_{\omega} = \left(\Phi \Lambda^{-\frac{1}{2}} \right)^T \Sigma \left(\Phi \Lambda^{-\frac{1}{2}} \right) = \Lambda^{-\frac{1}{2}} \Phi^T \Sigma \Phi \Lambda^{-\frac{1}{2}} = \Lambda^{-\frac{1}{2}} \Lambda \Lambda^{-\frac{1}{2}} = I$

性质6 线性组合的正态性

正态分布的 X 各分量的线性组合仍为正态分布。

若: 随机向量 $X = [x_1, \dots, x_d]^T, p_X(x) \sim N(\mu, \Sigma)$

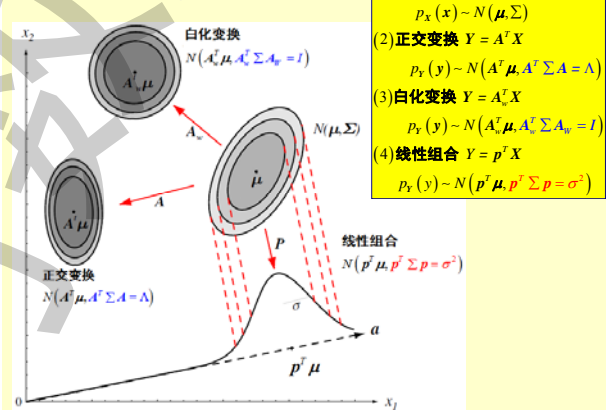
d 维向量 $a = [a_1, \dots, a_d]^T$;

随机变量 $Y = a^T X$

则: $p_Y(y) \sim N(\mu_y, \sigma_y^2) = N(a^T \mu, a^T \Sigma a)$

通过线性组合可获知
⇒ 观测数据在 a 方向的
整体分散程度。

多元正态分布特征空间的线性变换



下一章主题

如何估计类条件概率密度函数?