

概率论与数理统计

金玲飞

复旦大学计算机学院
Email: lfjin@fudan.edu.cn

2018.10.23

正态分布

定义 (Normal distribution)

设 X 是连续型随机变量，若 X 的概率密度函数为

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

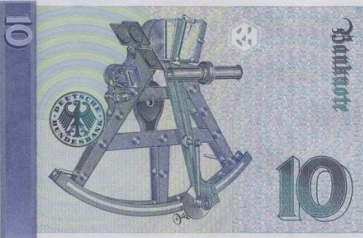
（其中 $-\infty < \mu < \infty, \sigma > 0$ 为常数）则称 X 服从参数为 μ, σ^2 的正态分布（或高斯分布），记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，相应的概率密度为正态密度。

YA7835190G0

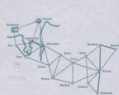
Deutsche Bundesbank
Frankfurt am Main
1. Oktober 1993



ZEHN DEUTSCHE MARK



Zehn
Deutsche Mark



正态分布的概率分布函数

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy, -\infty < x < \infty$$

正态分布的概率分布函数

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy, -\infty < x < \infty$$

正态分布是概率论中最重要的一个分布：

- 一般说来，若决定某一数量指标的随机因素很多，且相互独立，每个因素起的作用都不大，则这个指标近似服从正态分布（中心极限定理）。
- 理论上，正态分布具有优良的性质，许多分布可用正态分布来逼近，另一些分布可用正态分布来导出。

正态密度函数的性质

- 对称性: 关于 $x = \mu$ 对称
- 最大值: $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$
- 拐点: $\mu \pm \sigma$
- 渐近线: x 轴
- μ, σ 对函数图形的影响

正态密度函数的性质

- 对称性: 关于 $x = \mu$ 对称
- 最大值: $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$
- 拐点: $\mu \pm \sigma$
- 渐近线: x 轴
- μ, σ 对函数图形的影响

正态分布函数的性质

$$F(\mu) = 1 - F(\mu) \Rightarrow F(\mu) = \frac{1}{2}$$
$$F(\mu - x) = 1 - F(\mu + x)$$

例子 (2.3.8)

设随机变量 $X \sim N(3, \sigma^2)$, 且 $P(3 < x < 6) = 0.4$ 。求概率 $P(X < 0)$ 。

正态分布的“ 3σ 原则”

正态分布的“ 3σ 原则”

$$P(-\sigma \leq X - \mu \leq \sigma) \approx 0.683$$

$$P(-2\sigma \leq X - \mu \leq 2\sigma) \approx 0.954$$

$$P(-3\sigma \leq X - \mu \leq 3\sigma) \approx 0.997$$

正态分布的“ 3σ 原则”

正态分布的“ 3σ 原则”

$$P(-\sigma \leq X - \mu \leq \sigma) \approx 0.683$$

$$P(-2\sigma \leq X - \mu \leq 2\sigma) \approx 0.954$$

$$P(-3\sigma \leq X - \mu \leq 3\sigma) \approx 0.997$$

说明 $\{|X - \mu| > 3\sigma\}$ 的概率很小(0.003)，即基本认为

$$-3\sigma + \mu \leq X \leq 3\sigma + \mu$$

Standard normal distribution

标准正态分布 $N(0, 1)$

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

Standard normal distribution

标准正态分布 $N(0, 1)$

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

- $\varphi(-x) = \varphi(x)$
- $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$
- $P(|X| \leq x) = 2\Phi(x) - 1, x > 0$

正态分布标准化

一般的正态变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数有,

正态分布标准化

一般的正态变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数有,

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \\ &= \int_{-\infty}^{\frac{x-\mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad (u = \frac{y-\mu}{\sigma}) \\ &= \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

正态分布标准化

一般的正态变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数有,

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \\ &= \int_{-\infty}^{\frac{x-\mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad (u = \frac{y-\mu}{\sigma}) \\ &= \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

正态概率计算公式

$$P(a < X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right), -\infty \leq a < b \leq \infty$$

例子 (2.3.10)

由历史记录知，某地区年总降雨量 $X \sim N(600, 150^2)$ （单位： mm ）。求

- 明年降雨量在 $400mm \sim 700mm$ 之间的概率
- 明年降雨量至少为 $300mm$ 的概率
- 明年降雨量小于何值的概率为 0.1

见书P70!

例子 (2.3.11)

某工厂生产的电子管的寿命 X （单位： h ）服从正态分布 $N(1600, \sigma^2)$ 。如果要求该厂生产的电子管的寿命在 $1200h$ 以上的概率不小于 0.96 ，求 σ 的值。

见书P70！

上 α 分位数

定义 (2.3.6 上 α 分位数)

设 $X \sim N(0, 1)$, 对给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 若数 z_α 满足条件

$$P(X > z_\alpha) = \int_{z_\alpha}^{\infty} \phi(x) dx = \alpha$$

即

$$\Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha$$

则称 z_α 为标准正态分布的上 α 分位数。

定义 (双侧 α 分位数)

对于给定的 $0 < \alpha < 1$ ，求出常数 c_α 使得 $P(|X| > c_\alpha) = \alpha$
称 c_α 为**双侧 α 分位数**。

$$c_\alpha = Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

Γ分布

定义 (Γ分布)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

记 $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$ 。当 $\alpha = n$ 为自然数时， 又称爱尔兰分布。

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} e^{-u} du$$

$$\Gamma(1) = 1, \Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}, \Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha)$$

Γ分布

定义 (Γ分布)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

记 $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$ 。当 $\alpha = n$ 为自然数时， 又称爱尔兰分布。

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} e^{-u} du$$

$$\Gamma(1) = 1, \Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}, \Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha)$$

- 当 $\alpha = 1$ 时，就是指数分布
- 当 $\alpha = \frac{n}{2}, \lambda = \frac{1}{2}$ ，就是 χ^2 分布

例子

设随机变量 X 的绝对值不大于1, $P(X = -1) = 1/8, P(X = 1) = 1/4$ 。在事件 $\{-1 < X < 1\}$ 出现的条件下, X 在 $(-1, 1)$ 的任一子区间上取值的条件概率与该子区间的长度成正比, 求

- X 的分布函数 $F(x)$ 。
- $P(X < 0)$ 。

2.4 随机变量的函数及其分布

随机变量的函数

- 若 X 是概率空间上的随机变量, $g(x)$ 为连续函数或单调函数, 则 $Y = g(x)$ 也是随机变量。
- 已知 X 的分布和函数 $g(x)$, 求它的函数 $Y = g(X)$ 的分布。

离散型

求离散型随机变量的函数的分布律的方法

若离散随机变量 X 的分布列为

$$\begin{array}{c|cccccc} X & x_1 & x_2 & \cdots & x_n & \cdots \\ \hline P & p_1 & p_2 & \cdots & p_n & \cdots \end{array}$$

则 $Y = g(X)$ 也是一个离散型随机变量，其分布列可以表示为

$$\begin{array}{c|cccccc} Y & g(x_1) & g(x_2) & \cdots & g(x_n) & \cdots \\ \hline P & p_1 & p_2 & \cdots & p_n & \cdots \end{array}$$

其中某些 $g(x_i)$ 的取值相等时，将相等的值合并，并将对应的概率相加。

离散型随机变量函数的分布

例子 (2.4.1)

设随机变量 X 的分布律为

X	-1	0	1	2
P	0.2	0.3	0.1	0.4

求 $Y = (X - 1)^2$ 的分布律。

例子 (2.4.2)

设 X 的分布律为

X	-2	-1	0	1	2
P	$\frac{1}{10}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{10}$

求如下两个随机变量函数的分布律

- $Y = 2X + 1$
- $Z = X^2$

连续型随机变量函数的分布

- 若 X 是连续型随机变量，则 $Y = g(x)$ 不一定是连续型随机变量。

例子 (2.4.3)

设随机变量 X 有（分段连续）概率密度 $f_X(x)$ ，而 $Y = aX + b$ ，这里 a, b 是常数且 $a \neq 0$ ，求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

连续型随机变量函数的分布

1: 当 $g(X)$ 为严格单调时

设 X 是连续随机变量，其密度函数是 $f_X(x)$ 。 $Y = g(X)$ 是另一个随机变量。若 $g(X)$ 严格单调，其反函数 $h(y)$ 有连续导函数，则 $Y = g(X)$ 的密度函数是

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y))|h'(y)|, & a < y < b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

其中 $a = \min\{g(-\infty), g(\infty)\}$, $b = \max\{g(-\infty), g(\infty)\}$.

例子 (2.4.3)

设随机变量 X 有（分段连续）概率密度 $f_X(x)$ ，而 $Y = aX + b$ ，这里 a, b 是常数且 $a \neq 0$ ，求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

例子 (2.4.3)

设随机变量 X 有（分段连续）概率密度 $f_X(x)$ ，而 $Y = aX + b$ ，这里 a, b 是常数且 $a \neq 0$ ，求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

- 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，求 $Y = aX + b$ 的概率密度？

例子 (2.4.3)

设随机变量 X 有（分段连续）概率密度 $f_X(x)$ ，而 $Y = aX + b$ ，这里 a, b 是常数且 $a \neq 0$ ，求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

- 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，求 $Y = aX + b$ 的概率密度？

$$aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$$

正态随机变量的线性函数仍为正态随机变量。

- 正态分布的标准化: 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，求 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma}$ 的概率密度？

Logarithmic normal distribution

例子 (2.4.4 对数正态分布)

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y = e^X$ 。求 Y 的概率密度。

Logarithmic normal distribution

例子 (2.4.4 对数正态分布)

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y = e^X$ 。求 Y 的概率密度。

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln y - \mu)^2\right\}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

Logarithmic normal distribution

例子 (2.4.4 对数正态分布)

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y = e^X$ 。求 Y 的概率密度。

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln y - \mu)^2\right\}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

- 分布函数也可以用标准正态分布表示
- 是一种常用的寿命分布。

例子 (2.4.5)

设随机变量 X 有（分段连续的）概率密度 $f_X(x)$ ，求 $Y = cX^2$ （ $c > 0$ 为常数）的概率密度 $f_Y(y)$ 。

连续型随机变量函数的分布

2: 当 $g(X)$ 为其它形式时 分布函数微分法

- 化简 $Y = g(X)$ 的分布函数 $F_Y(y) = P(g(X) \leq y)$, 直到看出除有限多个点外导数 $F'_Y(y)$ 存在且连续为止
- 求导数 $F'_Y(y)$, 令

$$f_Y(y) = \begin{cases} F'_Y(y), & \text{如果存在} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

- 结论: $Y = g(X)$ 的概率密度即为 $f_Y(y)$ 。

例子 (2.4.5)

设随机变量 X 有（分段连续的）概率密度 $f_X(x)$ ，求 $Y = cX^2$ （ $c > 0$ 为常数）的概率密度 $f_Y(y)$ 。

例子 (2.4.6)

设随机变量 X 的密度函数为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\pi^2}, & 0 < x < \pi, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求随机变量 $Y = \sin X$ 的密度函数。

例子

若随机变量 X 的分布函数 $F_X(x)$ 为严格单调递增的连续函数，其反函数 $F_X^{-1}(y)$ 存在，证明 $Y = F_X(X)$ 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布 $U(0, 1)$ 。

例子

若随机变量 X 的分布函数 $F_X(x)$ 为严格单调递增的连续函数，其反函数 $F_X^{-1}(y)$ 存在，证明 $Y = F_X(X)$ 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布 $U(0, 1)$ 。

- $y < 0$, $\{F_X(X) \leq y\}$ 是不可能事件, $F_Y(y) = 0$.
- $0 \leq y < 1$, $F_Y(y) = P(F_X(X) \leq y) = P(X \leq F_X^{-1}(y)) = F_X(F_X^{-1}(y)) = y$.
- $y \geq 1$, $F_Y(y) = 1$.

$$Y \sim U(0, 1)$$

例子

若随机变量 X 的分布函数 $F_X(x)$ 为严格单调递增的连续函数，其反函数 $F_X^{-1}(y)$ 存在，证明 $Y = F_X(X)$ 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布 $U(0, 1)$ 。

- $y < 0$, $\{F_X(X) \leq y\}$ 是不可能事件, $F_Y(y) = 0$.
- $0 \leq y < 1$, $F_Y(y) = P(F_X(X) \leq y) = P(X \leq F_X^{-1}(y)) = F_X(F_X^{-1}(y)) = y$.
- $y \geq 1$, $F_Y(y) = 1$.

$$Y \sim U(0, 1)$$

任意连续随机变量都可通过其分布函数与均匀分布发生关系。