

第一章 总复习

三个基本内容: $P(x), F_X(x)/f_X(x), E(X)$

1.1 概率

求概率: 古典概型和性质

事件 A : 样本空间的子集, $P(A), A \subset \Omega \triangleq \{\omega\}$ 。

古典概型: $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$ 。

1、 转化, 例如: $P(B - A) \stackrel{A \subseteq B}{=} P(B) - P(A)$

2、 $P(A|B) \triangleq \frac{P(AB)}{P(B)}$, 若 $P(B) > 0$ 。三大公式: 乘法公式、全概率公式、贝叶斯公式。

例 1.1 苏格拉底请柏拉图到花园摘一朵玫瑰花, 只能摘一次。花园是一直线, 不能回头走, 错过了就不能回来。花园里的玫瑰花共有 9 朵, 任意两朵花的漂亮程度不同。柏拉图的策略是将最先看到的 3 朵玫瑰花当作参考, 无论如何都不摘, 接下去只要看到比这 3 朵更漂亮的花, 就直接摘, 不再犹豫。请问: 柏拉图摘到最美丽的玫瑰花的概率是多少?

解: 设 A 表示摘到最漂亮的花; B_i 表示最漂亮的花在位置 i , 则 $P(B_i) = \frac{1}{9}$ 若 $i = 1, 2, 3$, $P(A|B_i) = 0$; 若 $i = 4, 5, \dots, 9$, 摘到最漂亮的花等价于第 4 到 $i-1$ 朵花逊于前三朵, 所以 $P(A|B_i) = \frac{3}{i-1}$ 。因此, $P(A) = \frac{1}{9} (0 + \frac{3}{3} + \frac{3}{4} + \dots + \frac{3}{8})$ 。

3、 分布和概率什么关系?

$$P(X \leq a) \triangleq P(\{\omega : X(\omega) \leq a\})$$
$$P((X, Y) \in G) = \int_{(x, y) \in G} f_{XY}(x, y) dx dy$$

例 1.2 设服务大厅有两个服务台, C 进入大厅时 A 、 B 已分别在两个服务台上办理业务, 设三人办理业务的时间相互独立, 且均服从参数为 λ 的指数分布。求 C 最后一个离开的概率。

解: 令 X_A, X_B, X_C 分别表示自 C 进入大厅以后, 三人的服务时长。则所求概率等价于:

$$P\{\min(X_A, X_B) + X_C > \max(X_A, X_B)\}$$

化简, 上述概率等价于 $P\{|X_A, X_B| < X_C\}$, 记 $Y \triangleq |X_A - X_B|$,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(|X_A - X_B| \leq y) \\ &= 2P(X_A - X_B \leq y) \\ &= 2 \int_{x_A - x_B \leq y} \lambda e^{-\lambda x_A} \lambda e^{-\lambda x_B} dx_A dx_B \\ &= 1 - e^{-\lambda y}, y \geq 0 \end{aligned}$$

可知, Y 服从参数为 λ 的指数分布, 且与 X_C 独立, 所以 $P(|X_A - X_B| \leq X_C) = \frac{1}{2}$ 。

4、 条件分布

$$\begin{aligned} P(Y \in B(x) | X = x) &= \int_{y \in B(x)} f_{Y|X}(y|x) dy \\ P(A) &= \int P(A|X = x) f_X(x) dx \end{aligned}$$

1.2 分布

1、 联合、边缘、条件

$$\begin{aligned} f_{XY}(x, y) &\nearrow f_X(x) = \int f_{XY}(x, y) dy, f_{XY}(x, y) = f_{Y|X}(y|x) f_X(x) \\ &\searrow f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)}, f_{XY}(x, y) = f_{X|Y}(x|y) f_Y(y) \end{aligned}$$

2、 变量的函数

3、 常用分布

离散: 伯努利分布, 二项分布, 泊松分布, 几何分布, 均匀分布

连续: 均匀分布, 指数分布, 正态分布

4、 独立性

若 X_1, X_2, \dots, X_n 独立, 则对于任意的函数 $f_i()$, $f_1(X_1), \dots, f_n(X_n)$ 独立。

若 X_1, X_2, \dots, X_n 独立, 则对于 $A \subset \{1, 2, \dots, n\}$, X_A 诸分量独立。

1.3 期望

一、期望

1、 函数的期望

$$E[g(X)] = \int g(x) f_X(x) dx$$

2、 线性

3、关于示性变量

$$E[I_A] = P(A)$$

二、方差

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

$$\text{Var}(aX + bY) \stackrel{\text{independent}}{=} a^2 \text{Var}(X) + b^2 \text{Var}(Y)$$

三、协方差、相关系数

四、条件期望、条件方差

例 1.3 长为 1 的棍子，随机截成两段，取较长再截两段，求其中一段的方差。

解法 1: 设 X 表示第一次截得较长的一段的长度， Y 表示第二次截得其中一段的长度，则 $X \sim U[0.5, 1]$ 。

易知 $Y|X = x \sim U[0, x]$, $0.5 \leq x \leq 1$ 。因此

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} 1/x, & 0.5 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{XY}(x, y) = f_X(x) f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} 2/x, & 0.5 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

而后可以通过积分计算期望方差。

解法 2: $Y|X = x \sim U[0, x]$ ，所以可求得其期望方差

$$\begin{aligned} E(Y|X = x) &= \frac{x}{2} \\ \text{Var}(Y|X = x) &= \frac{x^2}{12} \end{aligned}$$

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}[E(Y|X)] + E[\text{Var}(Y|X)]$$

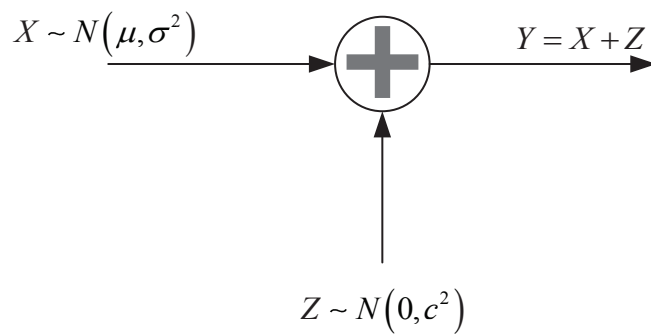
可知 $X \sim U[0.5, 1]$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}\left[\frac{X}{2}\right] + E\left[\frac{X^2}{12}\right] \\ &= \frac{1}{4} \text{Var}(X) + \frac{1}{12} E(X^2) \end{aligned}$$

其中，

$$\begin{aligned} \text{var}(X) &= \frac{1/4}{12} = \frac{1}{48} \\ E(X^2) &= \text{var}(X) + E^2(X) = \frac{1}{48} + \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{7}{144} \end{aligned}$$

例 1.4 设有下图通信问题， X 与 Z 相互独立，求 $f_Y(y), f_{X|Y}(x|y)$ 。



(a) 信号传输示意图

解法 1: 根据正态分布的性质, $Y \sim N(\mu, \sigma^2 + c^2)$, 进而可利用下式计算

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{f_X(x) f_{Y|X}(y|x)}{f_Y(y)}$$

解法 2:

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ Z \end{pmatrix}$$

$$E \begin{pmatrix} X \\ Z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$Cov \begin{pmatrix} X \\ Z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & c^2 \end{pmatrix}$$

进而根据正态变量的线性变换仍服从正态分布的性质进行计算。

第二章 大数定律与中心极限定理

2.1 大数定律

定理 2.1 记一次试验中, $P(A) = p$, n 次试验中, $X_n \sim B(n, p)$, $E(X_n) = np, Var(X_n) = np(1-p)$ 。则 $\forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{X_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right) = 1$

证明: 切比雪夫不等式: $\forall \varepsilon > 0, P\{|Y - E(Y)| < \varepsilon\} > 1 - \frac{Var(Y)}{\varepsilon^2}$ 因此,

$$1 \geq P\left(\left|\frac{X_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right) > 1 - \frac{Var\left(\frac{X_n}{n}\right)}{\varepsilon^2} = 1 - \frac{p(1-p)}{n\varepsilon^2}$$

根据夹逼准则,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{X_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right) = 1$$

定义 2.1 设 $\{Y_n\}_{n \geq 1}$, 若 $\forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{X_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right) = 1$, 则称 $Y_n \xrightarrow{P} Y$ 。

这样, $\frac{X_n}{n} \xrightarrow{P} X, n \rightarrow \infty$ 。

2.2 中心极限定理

定义 2.2 设 $X_n \sim F_n(\cdot), X \sim F(\cdot)$,

称点点收敛, 若 $F_n(\cdot) \rightarrow F(\cdot), n \rightarrow \infty$, 即 $\forall x, F_n(x) \rightarrow F(x), n \rightarrow \infty$

称依分布收敛 (弱收敛), 若在 $F(x)$ 连续点处, $F_n(x) \rightarrow F(x), n \rightarrow \infty$ 。

定理 2.2 $\{X_n\}$ i.i.d., $E(X_i) = \mu, Var(X) = \sigma^2$, $Y_n = \sum_{i=1}^n X_n$ 定义 $\frac{Y_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma^2} \triangleq Z_n$ 则 $Z_n \xrightarrow{D} N(0, 1)$ 。