

目录

一、 概率论基本概念

2

1. 事件的关系与运算	2
1.1 随机试验	2
1.2 样本空间	2
1.3 随机事件	2
1.4 运算与关系	2
2. 概率定义与性质	2
2.1 频率	2
2.2 概率	2
3. 等可能概型	3
4. 条件概率	3
4.1 全概率公式与 Bayes 公式	3
5. 事件独立性与独立试验	3

二、 随机变量及分布函数

4

1. 随机变量	4
2. 分布函数	4
3. 离散型随机变量	4
3.1 0-1 分布 $X \sim B(1, p)$	4
3.2 n 重贝努里试验与二项分布 $X \sim B(n, p)$	4
3.3 泊松分布 $X \sim P(\lambda)$	4
4. 连续型随机变量	4
4.1 均匀分布 $X \sim U(a, b)$	4
4.2 正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	5
4.3 指数分布 $X \sim Exp(\lambda)$	5
5. 随机变量函数的分布	5

三、 多元随机变量及其分布

6

1. 二元离散型随机变量	6
1.1 联合概率分布	6
1.2 边际分布律	6
1.3 条件分布律	6
2. 随机变量 (X,Y) 的联合分布函数	6
2.1 边际分布函数	6
2.2 条件分布函数	6
3. 二元连续型随机变量	6
3.1 联合概率密度函数	6
3.2 边际概率密度函数	6
3.3 条件概率密度函数	7
4. 二元随机变量常见分布及性质	7
4.1 二元均匀分布	7

4.2 二元正态 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$	7
5. 事件独立性与随机变量独立性	7
6. 二元随机变量函数的分布	7
6.1 离散型	7
6.2 连续型	7

四、 随机变量数字特征

8

1. 数学期望	8
1.1 离散型 X 分布律	8
1.2 离散型 (X,Y) 联合分布律	8
1.3 连续型 X 概率密度函数	8
1.4 连续型 (X,Y) 联合密度函数	8
1.5 性质	8
2. 方差	8
2.1 性质	9
3. 协方差与相关系数	9
3.1 协方差	9
3.2 相关系数	9
4. 正态分布性质	9
5. 上 α 分位数	9

五、 大数定律和中心极限定理

10

1. 依概率收敛	10
2. 不等式	10
2.1 马尔可夫不等式	10
2.2 切比雪夫不等式	10
3. 大数定律	10
3.1 弱大数定律	10
3.2 切比雪夫大数定律	10
3.3 辛钦大数定律	10
3.4 贝努里大数定律	10
4. 中心极限定理	10
4.1 林德贝格-列维中心极限定理 (独立同分布)	10
4.2 棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理 (二项分布)	10

六、 统计量与抽样分布

11

1. 随机样本与统计量	11
1.1 总体	11
1.2 样本 (简单随机样本)	11
1.3 样本均值	11
1.4 样本方差	11
1.5 样本 k 阶 (原点) 矩	11
1.6 样本 k 阶中心矩	11

2.	一些分布	11
2.1	χ^2 分布	11
2.2	t 分布	11
2.3	F 分布	11
3.	正态总体下的抽样分布	11
七、	参数估计	12
1.	矩估计	12
2.	极大似然估计	12
3.	估计量评选准则	12
3.1	无偏性准则	12
3.2	有效性准则	13
3.3	均方误差准则	13
3.4	相合性准则	13
4.	置信区间	13
5.	正态总体均值、方差的置信区间与单侧置信限	13
八、	假设检验	13
1.	假设检验的过程	13
1.1	利用拒绝域	13
1.2	利用 P -值	13
2.	两类错误	13
2.1	Neyman-Pearson 原则	13
3.	P -值计算	13
4.	正态总体均值、方差的置信区间与假设检验	14
5.	拟合优度检验	14

一、 概率论基本概念

1. 事件的关系与运算

1.1 随机试验

对随机现象的观察、记录、实验统称为**随机试验**。它具有以下特性：

- (1) 可以在相同条件下重复进行；
- (2) 事先知道可能出现的结果 (≥ 2)；
- (3) 进行试验前并不知道哪个试验结果会发生。

1.2 样本空间

定义 1 随机试验 E 的所有结果构成的集合称为 E 的**样本空间**，记为 $S = \{e\}$ ，称 S 中的元素 e 为**样本点**，一个元素的单点集称为**基本事件**。

1.3 随机事件

一般我们称 S 的子集 A 为 E 的**随机事件 A** ，简称**事件 A** 。当且仅当 A 所包含的一个样本点发生称**事件 A 发生**。

1.4 运算与关系

和、差、积、逆、包含、不相容

2. 概率定义与性质

2.1 频率

定义 2 $f_n(A) = \frac{n_A}{n}$ ，在 n 次中 A 发生 n_A 次。

性质：

- (1) $0 \leq f_n(A) \leq 1$
- (2) $f_n(S) = 1$
- (3) 若 A_1, A_2, \dots, A_k 两两不相容，则

$$f_n \left(\bigcup_{i=1}^k A_i \right) = \sum_{i=1}^k f_n(A_i)$$

2.2 概率

定义 3 对样本空间 S 中任一事件 A ，定义一个实数 $P(A)$ ，满足以下三条公理：

- (1) 非负性： $P(A) \geq 0$
- (2) 规范性： $P(S) = 1$

(3) 可列可加性: 若 $A_1, A_2, \dots, A_k, \dots$ 两两不相容, 则

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

称 $P(A)$ 为事件 A 的**概率**.

性质:

$$(1) P(\phi) = 0$$

$$(2) A_1, A_2, \dots, A_n, A_i A_j = \phi, i \neq j$$

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

$$(3) P(A) = 1 - P(\bar{A})$$

$$(4) P(B - A) = P(B) - P(AB) = P(B\bar{A})$$

$$(5) P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) &= \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i A_j) \\ &\quad + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(A_i A_j A_k) + \dots \\ &\quad + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n) \end{aligned}$$

$$(6) P(AB) = P(A)P(B|A) \text{ 若 } P(A) > 0$$

$$P(A_1 \dots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1) \dots P(A_n|A_1 \dots A_{n-1})$$

3. 等可能概型

定义 4 若试验 E 满足:

(1) S 中样本点有限 (有限性)

(2) 出现每一样本点的概率相等 (等可能性)

称这种试验为等可能概型 (或古典概型).

$$P(A) = \frac{A \text{ 所包含的样本点数}}{S \text{ 中的样本点数}}$$

4. 条件概率

定义 5

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}, P(A) > 0$$

4.1 全概率公式与 Bayes 公式

定义 6 称 B_1, B_2, \dots, B_n 为 S 的一个划分, 若

(1) 不漏 $B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n = S$

(2) 不重 $B_i B_j = \phi, i \neq j$

定理 1 设 B_1, B_2, \dots, B_n 为样本空间 S 的一个划分, $P(B_i) > 0, i = 1, 2, \dots, n$, 则称

$$P(A) = \sum_{j=1}^n P(B_j) \cdot P(A|B_j)$$

为**全概率公式**.

定理 2 接全概率公式的条件, 且 $P(A) > 0$, 则

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{j=1}^n P(B_j) \cdot P(A|B_j)}$$

称为**Bayes 公式**.

5. 事件独立性与独立试验

定义 7 设 A, B 为两随机事件, 如果 $P(AB) = P(A)P(B)$, 则称 **A 与 B 相互独立**. 若 $P(A) \neq 0, P(B) \neq 0$, 则

$$\begin{aligned} P(AB) = P(A)P(B) &\iff P(A|B) = P(A) \\ &\iff P(B|A) = P(B) \end{aligned}$$

定义 8 设 A_1, A_2, \dots, A_n 为 n 个随机事件, 若对 $2 \leq k \leq n$, 均有

$$P(A_{i_1} A_{i_2} \dots A_{i_k}) = \prod_{j=1}^k P(A_{i_j})$$

则称 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立.

二、 随机变量及分布函数

1. 随机变量

定义 9 设随机试验的样本空间 $S = \{e\}$, 若 $X = X(e)$ 为定义在样本空间 S 上的实值单值函数, 则称 $X = X(e)$ 为随机变量.

2. 分布函数

定义 10 随机变量 X 的分布函数:

$$\forall x \in R, F(x) = P(X \leq x)$$

性质:

- (1) $0 \leq F(x) \leq 1$
- (2) $F(x)$ 单调不减, 且 $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$
- (3) $F(x)$ 右连续, 即 $F(x+0) = F(x)$
- (4) $F(x) - F(x-0) = P(X = x)$

3. 离散型随机变量

定义 11 取值至多可数的随机变量为离散型的随机变量.

概率分布律性质: $p \geq 0, \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$

分布函数: $F(x) = \sum_{x_k \leq x} p_k$

3.1 0-1 分布 $X \sim B(1, p)$

X	0	1
P	$1-p$	p

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1-p & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

$$E(X) = p, Var(X) = p(1-p)$$

3.2 n 重贝努里试验与二项分布 $X \sim B(n, p)$

进行 n 次独立重复观测, 每次 A 或 \bar{A} 发生, $P(A) = p$, X 表示 A 发生的次数.

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, k = 0, 1, \dots, n$$

$$E(x) = np, Var(X) = np(1-p)$$

3.3 泊松分布 $X \sim P(\lambda)$

$$P(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, k = 0, 1, \dots$$

$$E(X) = Var(X) = \lambda$$

泊松定理:

定理 3 当 $n > 10, p < 0.1$ 时,

$$C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \approx \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \lambda = np$$

4. 连续型随机变量

定义 12 对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 若对 $\forall x \in R, \exists f(x) \geq 0$,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

则称 X 为连续型随机变量, 其中 $f(x)$ 称为 X 的概率密度函数, 简称密度函数.

性质:

- (1) $f(x) \geq 0$
- (2) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$
- (3) $P(a \leq X \leq b) = P(a < X < b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x) dx$

4.1 均匀分布 $X \sim U(a, b)$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in (a, b) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq x < b \\ 1 & x \geq b \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{a+b}{2}, Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

$$a < c < d < b, P(c \leq X \leq d) = \frac{d-c}{b-a}$$

4.2 正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

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

$$E(X) = \mu, \text{Var}(X) = \sigma^2$$

标准正态分布 $N(0, 1)$:

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

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

性质:

$$(1) \Phi(-x) + \Phi(x) = 1, \Phi(0) = \frac{1}{2}$$

$$(2) \Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha, z_{1-\alpha} = -z_\alpha$$

$$(3) \text{ 当 } X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ 时: 令 } t = \frac{x-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1),$$

$$P(x \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right)$$

$$(4) aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$$

4.3 指数分布 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$

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

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}, \text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

无记忆性:

$$s > 0, t > 0, P(X > s + t | X > s) = P(X > t) = e^{-\lambda t}$$

5. 随机变量函数的分布

已知 X 的概率分布, $Y = g(X)$, 求 Y 的概率分布.

(1) 若 Y 为离散型随机变量, 则先写出 Y 的可能取值: $y_1, y_2, \dots, y_j, \dots$, 再找出 $(Y = y_i)$ 的等价事件 $(X \in D_j)$, 得 $P(Y = y_i) = P(X \in D_j)$.

(2) 若 Y 为连续型随机变量, 则先写出 Y 的概率分布函数: $F_Y(y) = P(Y \leq y)$, 找出 $(Y \leq y)$ 的等价事件 $(X \in D_y)$, 得 $F_Y(y) = P(X \in D_y)$; 再求出 Y 的概率密度函数 $f_Y(y)$.

定义 13 设 $X \sim f_X(x)$, $-\infty < x < \infty$, $y = g(x)$ 是严增(减)可微函数, 即 $g'(x) > 0$ (或 $g'(x) < 0$). $Y = g(X)$, 则 Y 具有概率密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot |h'(y)| & \alpha < y < \beta \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

这里 (α, β) 是 Y 的取值范围, h 是 g 的反函数, $h(y) = x \iff y = g(x)$.

三、多元随机变量及其分布

1. 二元离散型随机变量

1.1 联合概率分布

定义 14 若二元随机变量 (X, Y) 全部可能取到的不同值是有限对或可列无限对, 则称 (X, Y) 是离散型随机变量.

联合概率分布律:

$$\begin{aligned} & (x_i, y_j), i, j = 1, 2, \dots \\ & P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

性质:

$$(1) p_{ij} \geq 0, i, j = 1, 2, \dots$$

$$(2) \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1$$

1.2 边际分布律

$$\begin{aligned} P(Y = y_j) &= P(X < +\infty, Y = y_j) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} \equiv p_{\bullet j}, j = 1, 2, \dots \\ P(X = x_i) &= P(X = x_i, Y < +\infty) \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} \equiv p_{i\bullet}, i = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

1.3 条件分布律

(1) 对 $Y = y_j$, 若 $P(Y = y_j) > 0$

$$\begin{aligned} P(X = x_i | Y = y_j) &= \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} \\ &= \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}}, i = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

(2) 对 $X = x_i$, 若 $P(X = x_i) > 0$

$$\begin{aligned} P(Y = y_j | X = x_i) &= \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} \\ &= \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}}, j = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

2. 随机变量 (X, Y) 的联合分布函数

$$\begin{aligned} F(x, y) &= P\{(X \leq x) \cup (Y \leq y)\} \\ &\equiv P(X \leq x, Y \leq y) \end{aligned}$$

2.1 边际分布函数

$$F_X(x) = F(x, +\infty) = P(X \leq x, Y < +\infty)$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = P(X < +\infty, Y \leq y)$$

2.2 条件分布函数

$$\begin{aligned} F_{X|Y}(x|y) &= P(X \leq x | Y = y) = \frac{P(X \leq x, Y = y)}{P(Y = y)} \\ F_{Y|X}(y|x) &= P(Y \leq y | X = x) = \frac{P(X = x, Y \leq y)}{P(X = x)} \end{aligned}$$

3. 二元连续型随机变量

3.1 联合概率密度函数

定义 15 $F(x, y), \exists f(x, y) > 0, \forall x, y,$

$$F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$$

性质:

$$(1) f(x, y) \geq 0$$

$$(2) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$$

(3) 设 G 是平面

$$P\{(X, Y) \in G\} = \iint_G f(x, y) dx dy$$

(4) 在 (x, y) 连续 $f(x, y),$

$$\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = f(x, y)$$

3.2 边际概率密度函数

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \\ f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= \int_{-\infty}^x f_X(u) du \\ F_Y(y) &= \int_{-\infty}^y f_Y(v) dv \end{aligned}$$

3.3 条件概率密度函数

在 $Y = y$ 下, $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$, $f_Y(y) > 0$

在 $X = x$ 下, $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$, $f_X(x) > 0$

$$F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(u, y)}{f_Y(y)} du$$

$$F_{Y|X}(y|x) = \int_{-\infty}^y \frac{f(x, v)}{f_X(x)} dv$$

$$P(Y \in D|X = x) = \int_D f_{Y|X}(y|x) dy$$

4. 二元随机变量常见分布及性质

4.1 二元均匀分布

(X, Y) 在二维有界 D 上,

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{D \text{面积}} & (x, y) \in D \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

若 $D_1 \subset D$,

$$P\{(X, Y) \in D_1\} = \frac{D_1 \text{面积}}{D \text{面积}}$$

4.2 二元正态 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$

性质:

(1)

$$X \sim f_X(x) \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$Y \sim f_Y(y) \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

(2)

在 $\{X = x\}$ 条件下,

$$f_{Y|X}(y|x) \sim N(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}(x - \mu_1), (1 - \rho^2)\sigma_2^2)$$

在 $\{Y = y\}$ 条件下,

$$f_{X|Y}(x|y) \sim N(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1}(y - \mu_2), (1 - \rho^2)\sigma_1^2)$$

(3) X 与 Y 相互独立 $\Leftrightarrow \rho = 0$

(4) 若 $\rho = 0$, $aX + bY + c \sim N(a\mu_1 + b\mu_2 + c, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2)$

5. 事件独立性与随机变量独立性

定义 16 $\forall x, y \in R$,

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)P(Y \leq y)$$

or

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

A 发生与否都不会改变 B 发生的概率.

A, B 相互独立 $\Leftrightarrow \bar{A}, B$ 相互独立 $\Leftrightarrow A, \bar{B}$ 相互独立
 $\Leftrightarrow \bar{A}, \bar{B}$ 相互独立.

(1) 离散型独立 \Leftrightarrow

$$\forall i, j, P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

(2) 连续型独立 \Leftrightarrow

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

除去 0 面积后处处成立.

6. 二元随机变量函数的分布

6.1 离散型

(X, Y) , 有 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}$.

(1) 若 $U = u(x, y), V = v(x, y)$, 先定 u_i, v_j , 找 $(U = u_i, V = v_j) = \{(X, Y) \in D\}$.

(2) 若 $Z = z(x, y)$, 先定 z_i , 找 $(Z = z_i) = \{(X, Y) \in D\}$.

6.2 连续型

分布函数

$$F_Z(z) = P(g(X, Y) \leq z) = \iint_{g(x, y) \leq z} f(x, y) dx dy$$

(1) $Z = X + Y$

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(z - y, y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z - x) dx \end{aligned}$$

若 X, Y 独立,

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)f_Y(z - x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - y)f_Y(y) dy \end{aligned}$$

(2) $M = \max\{X, Y\}$, $N = \min\{X, Y\}$, X, Y 独立

$$F_M(z) = P(X \leq z, Y \leq z) = F_X(z)F_Y(z)$$

$$F_N(z) = 1 - P(X > z, Y > z)$$

$$= 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z))$$

四、 随机变量数字特征

1. 数学期望

1.1 离散型 X 分布律

$$P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \dots,$$

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$$

$$E[g(X)] = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$$

1.2 离散型 (X,Y) 联合分布律

$$P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots,$$

$$E[h(X, Y)] = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} h(x_i, y_j) p_{ij}$$

1.3 连续型 X 概率密度函数

$$f(x),$$

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

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

1.4 连续型 (X,Y) 联合密度函数

$$f(x, y)$$

$$E(h(X, Y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} h(x, y) f(x, y) dx dy$$

1.5 性质

$$(1) E(aX + bY + c) = aE(X) + bE(Y) + c$$

$$(2) \text{若 } X, Y \text{ 相互独立, 则 } E(XY) = E(X)E(Y)$$

2. 方差

定义 17

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

$$(1) \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$\text{or } E(X^2) = \text{Var}(X) + [E(X)]^2$$

(2) 离散型

$$\text{Var}(x) = \sum_{i=1}^{\infty} [x_i - E(x)]^2 p_i$$

(3) 连续型

$$\text{Var}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(x)]^2 f(x) dx$$

2.1 性质

$$(1) a, c \in \mathbb{C}, \text{Var}(aX + c) = a^2 \text{Var}(X).$$

$$(2) \text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y).$$

若 X, Y 相互独立, $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y).$

$$(3) \text{Var}(X) = 0 \iff P(X = C) = 1, C = E(X).$$

3. 协方差与相关系数

3.1 协方差

定义 18

$$\text{Cov}(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$\text{or } E(XY) = \text{Cov}(X, Y) + E(X)E(Y)$$

性质:

$$(1) \text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$$

$$(2) \text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$$

$$(3) \text{Cov}(aX, bY) = ab\text{Cov}(X, Y)$$

$$(4) \text{Cov}(X_1 + X_2, Y) = \text{Cov}(X_1, Y) + \text{Cov}(X_2, Y)$$

$$(5) \text{Cov}(aX + bY, cX + dY) = ac\text{Var}(X) + bd\text{Var}(Y) + (ad + bc)\text{Cov}(X, Y)$$

$$(6) \text{Var}(aX + bY + c) = a^2\text{Var}(X) + b^2\text{Var}(Y) + 2ab\text{Cov}(X, Y)$$

3.2 相关系数

定义 19

$$\begin{aligned} \rho_{XY} &= \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)\text{Var}(Y)}} \\ &= \text{Cov}\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}, \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{\text{Var}(Y)}}\right) \end{aligned}$$

可看作标准化后的协方差

性质:

$$(1) |\rho_{XY}| \leq 1.$$

$$(2) |\rho_{XY}| = 1 \iff \exists a, b, P(Y = a + bX) = 1$$

特别的, $\rho_{XY} = 1, b > 0; \rho_{XY} = -1, b < 0.$

$$\text{不相关: } \rho_{XY} = 0$$

$$(1) X, Y \text{ 独立} \implies X, Y \text{ 不相关}.$$

$$(2) \text{若 } (X, Y) \text{ 服从正太分布,}$$

则 $X, Y \text{ 独立} \iff X, Y \text{ 不相关}$

4. 正态分布性质

$$\text{若 } (X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$$

$$(1) aX + bY + c \sim N(a\mu_1 + b\mu_2 + c, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2 + 2ab\rho\sigma_1\sigma_2)$$

$$(2) \text{Cov}(aX + bY, cX + dY) = ac\sigma_1^2 + bd\sigma_2^2 + (ad + bc)\rho\sigma_1\sigma_2$$

$$(3) aX + bY, cX + dY \text{ 相互独立} \iff \text{Cov}(aX + bY, cX + dY) = 0$$

5. 上 α 分位数定义 20 X 连续随机变量, $\exists F(x), f(x),$

$$P\{X > x_\alpha\} = 1 - F(x_\alpha) = \int_{x_\alpha}^{+\infty} f(x) dx = \alpha$$

 x_α 为 X 上 α 分位数.

五、 大数定律和中心极限定理

1. 依概率收敛

定义 21 $Y_1, \dots, Y_n, \exists c \in R, \forall \epsilon > 0,$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|Y_n - c| \geq \epsilon\} = 0$$

称 $\{Y_n, n \geq 1\}$ 依概率收敛于 c , 记 $Y_n \xrightarrow{P} c, (n \rightarrow +\infty).$

性质: 若 $X_n \xrightarrow{P} a, Y_n \xrightarrow{P} b, g \in \mathbb{C}(a, b),$

$$g(X_n, Y_n) \xrightarrow{P} g(a, b)$$

2. 不等式

2.1 马尔可夫不等式

定理 4 对随机变量 $Y, \exists k$ 阶矩 ($k \geq 1$), $\forall \epsilon > 0$

$$P\{|Y| \geq \epsilon\} \leq \frac{E(|Y|^k)}{\epsilon^k}$$

$$\text{or } P\{|Y| < \epsilon\} \geq 1 - \frac{E(|Y|^k)}{\epsilon^k}$$

2.2 切比雪夫不等式

定理 5 对随机变量 $X, \exists \text{Var}(x), \forall \epsilon > 0$

$$P\{|X - E(X)| \geq \epsilon\} \leq \frac{\text{Var}(x)}{\epsilon^2}$$

$$P\{|X - E(X)| < \epsilon\} \geq 1 - \frac{\text{Var}(x)}{\epsilon^2}$$

3. 大数定律

3.1 弱大数定律

定理 6 随机变量序列 Y_1, \dots, Y_n, \dots , 若 $\exists \{c_n, n \geq 1\}$, 则当 $n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i - c_n \xrightarrow{P} 0$$

即 $\forall \epsilon > 0,$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i - c_n\right| \geq \epsilon\right\} = 0$$

特别地, 当 $c_n \equiv c, n = 1, 2, \dots, n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \xrightarrow{P} c$$

3.2 切比雪夫大数定律

定理 7 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 且 $\exists E(X_i) = \mu,$
 $\text{Var}(X_i) = \sigma^2,$ 则 $n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu$$

3.3 辛钦大数定律

定理 8 X_1, \dots, X_n 独立同分布, 且 $\exists E(X_i) = \mu,$ 则当 $n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu$$

若 $h(x) \in \mathbb{C}, \exists E(h(X_1)) = a,$ 则当 $n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h(x_i) \xrightarrow{P} a$$

3.4 贝努里大数定律

定理 9 n_A 为 n 重贝努里实验中 A 发生次数, $P(A) = p,$ 则当 $n \rightarrow +\infty,$

$$\frac{n_A}{n} \xrightarrow{P} p$$

4. 中心极限定理

4.1 林德贝格-列维中心极限定理 (独立同分布)

定理 10 X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布, $E(X_i) = \mu,$
 $\text{Var}(X_i) = \sigma^2,$ 当 n 足够大时 ($n > 50$),

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, n\sigma^2)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

4.2 棣莫弗—拉普拉斯中心极限定理 (二项分布)

定理 11 n_A 为 n 重贝努里实验中 A 发生次数, $P(A) = p,$ 当 n 足够大时,

$$B(n, p) \sim N(np, np(1-p))$$

六、 统计量与抽样分布

1. 随机样本与统计量

1.1 总体

随机变量 X .

1.2 样本 (简单随机样本)

X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且与 X 同分布.

1.3 样本均值

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

1.4 样本方差

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$Var(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

1.5 样本 k 阶 (原点) 矩

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \quad (k = 1, 2, \dots)$$

1.6 样本 k 阶中心矩

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k \quad (k = 1, 2, \dots)$$

2. 一些分布

2.1 χ^2 分布

定义 22 随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, $X_i \sim N(0, 1)$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$$

性质:

(1) $X \sim \chi^2(n)$, 则 $E(X) = n$, $Var(X) = 2n$.

(2) $Y_i \sim \chi^2(n)$, $i = 1, 2$, Y_1, Y_2 相互独立, 则 $Y_1 + Y_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.

2.2 t 分布

定义 23 X, Y 相互独立, $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,

$$T = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}} \sim t(n)$$

性质: $t_{1-\alpha}(n) + t_{\alpha}(n) = 0$

2.3 F 分布

定义 24 $X \sim \chi^2(n_1)$, $Y \sim \chi^2(n_2)$, X, Y 相互独立,

$$F = \frac{\frac{X}{n_1}}{\frac{Y}{n_2}} \sim F(n_1, n_2)$$

性质:

(1) $F \sim F(n_1, n_2)$, 则 $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$.

(2) $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) F_{\alpha}(n_2, n_1) = 1$.

(3) $T \sim t(n)$, 则 $T^2 \sim F(1, n)$.

3. 正态总体下的抽样分布

定理 12 X_1, X_2, \dots, X_n 为自正太总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, S^2 为样本方差, 则

(1)

$$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$\text{or } \frac{(\bar{X} - \mu)}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$$

(2)

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

(3)

$$\frac{(\bar{X} - \mu)}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

\bar{X} 与 S^2 相互独立.

定理 13 $(X_1, \dots, X_{n_1}), (Y_1, \dots, Y_{n_2})$ 来自 $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 且相互独立, 有 $\bar{X}, \bar{Y}, S_1^2, S_2^2$, 则

(1)

$$\frac{\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}}{\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}} = \frac{\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}}{\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

(2)

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

(3) 当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$,

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

$$S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$E(S_w^2) = \sigma^2, \text{Var}(S_w^2) = \frac{\sigma^4}{n_1 + n_2 - 2}$$

七、 参数估计

1. 矩估计

总体 X 有 m 个未知参数 $\theta_1, \dots, \theta_m$,

$\exists m$ 阶矩 μ_1, \dots, μ_m

(1) 计算 $\mu_k = E(X^k) = g_k(\theta_1, \dots, \theta_m)$, $k = 1, \dots, m$.

(2) 求反函数, 得 $\theta_k = h_k(\mu_1, \dots, \mu_m)$, $k = 1, \dots, m$.

(3) 以样本各阶矩 A_1, \dots, A_m 代替

总体各阶矩 $\theta_1, \dots, \theta_m$, 得各参数的矩估计

$$\hat{\theta} = h_k(A_1, \dots, A_m), k = 1, \dots, m$$

2. 极大似然估计

设总体 X 的分布律为 $p(x; \theta)$ (或密度函数 $f(x; \theta)$), $\theta \in \Theta$. 从总体 X 中取得样本 X_1, \dots, X_n , 其观察值为 x_1, \dots, x_n . 似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$ (或 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$).

$$\text{极大似然原理 } L(\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)) = \max_{\theta \in \Theta} L(\theta)$$

$\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ 称为 θ 的极大似然估计值, 相应统计量 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 称为 θ 的极大似然估计量 (MLE).

求解:

(1) 令 $\ln L(\theta) = l(\theta)$, 称为对数似然函数, 再令

$$\left. \frac{\partial l(\theta)}{\partial \theta_i} \right|_{\hat{\theta}_i, 1 \leq i \leq k} = 0$$

解得 $\hat{\theta}_i$, $i = 1, 2, \dots, k$.

(2) 若 $L(\theta)$ 关于某个 θ_i 单调增 (减),

$$\theta_i \leq (\geq) \hat{\theta}_i(x_1, \dots, x_n)$$

此时 $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ 为 θ 的极大似然估计值, 相应统计量 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 为 θ 的极大似然估计量.

(3) 若 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 为 θ 的极大似然估计量, 则 $g(\theta)$ 的极大似然估计量为 $g(\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n))$.

3. 估计量评选准则

3.1 无偏性准则

定义 25 若参数 θ 的估计量 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 满足

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计量.

3.2 有效性准则

定义 26 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 是 θ 的两个无偏估计量, 如果 $\forall \theta \in \Theta$,

$$Var(\hat{\theta}_1) \leq Var(\hat{\theta}_2)$$

且不等号至少对某一 θ 成立, 则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效.

3.3 均方差准则

定义 27 $Mse(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2$ 称为 $\hat{\theta}$ 关于 θ 的均方误差. $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 是 θ 的两个估计量, 如果 $\forall \theta \in \Theta$,

$$Mse(\hat{\theta}_1) \leq Mse(\hat{\theta}_2)$$

且不等号至少对某一 θ 成立, 则称 $\hat{\theta}_1$ 优于 $\hat{\theta}_2$.

3.4 相合性准则

定义 28 设 $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 为参数 θ 的估计量, 若 $\forall \theta \in \Theta$, 当 $n \rightarrow +\infty$,

$$\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$$

即 $\forall \epsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|\hat{\theta}_n - \theta| \geq \epsilon\} = 0$$

则称 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 的 **相合估计量** 或 **一致估计量**.

4. 置信区间

定义 29 设总体 X 的分布函数 $F(x; \theta)$, θ 未知. 对给定值 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 有两个统计量 $\theta_L = \theta_L(X_1, \dots, X_n), \theta_U = \theta_U(X_1, \dots, X_n)$, 使得

$$P\{\theta_L(X_1, \dots, X_n) < \theta < \theta_U(X_1, \dots, X_n)\} \geq 1 - \alpha$$

称 (θ_L, θ_U) 是 θ 的 **置信水平** 为 $1 - \alpha$ 的 **双侧置信区间**; θ_L, θ_U 分别为 **双侧置信下限** 和 **双侧置信上限**.

若

$$P\{\theta_L(X_1, \dots, X_n) < \theta\} \geq 1 - \alpha$$

则称 θ_L 是 θ 的 **置信水平** 为 $1 - \alpha$ 的 **单侧置信下限**.

若

$$P\{\theta < \theta_U(X_1, \dots, X_n)\} \geq 1 - \alpha$$

则称 θ_U 是 θ 的 **置信水平** 为 $1 - \alpha$ 的 **单侧置信上限**.

5. 正态总体均值, 方差的置信区间与单侧置信限

注意区分是成对数据还是两正态总体数据

八、 假设检验

1. 假设检验的过程

1.1 利用拒绝域

(1) 提出假设 (原假设 $H_0 \leftrightarrow$ 备择假设 H_1).

(2) 提出检验统计量和拒绝域形式.

(3) 在给定显著性水平 α 下, 根据 Neyman-Pearson 原则求出拒绝域的临界值.

(4) 根据实际样本观测值作出判断.

1.2 利用 P 值

(1) 提出假设 (原假设 $H_0 \leftrightarrow$ 备择假设 H_1).

(2) 提出检验统计量和拒绝域形式.

(3) 计算检验统计量的观测值与 P 值.

(4) 根据 P 值和显著性水平 α , 作出判断

- 若 $P \leq \alpha$, 则拒绝原假设.
- 若 $P > \alpha$, 则接受原假设

2. 两类错误

(1) 第 I 类错误: 拒绝真实的原假设.

(2) 第 II 类错误: 接受错误的原假设.

2.1 Neyman-Pearson 原则

首先控制犯第 I 类错误的概率不超过显著性水平 α , 再寻找检验, 使得犯第 II 类错误的概率尽可能小.

3. P 值计算

设检验统计量为 H , 检验统计量的观测值为 h .

(1) (双边检验) $H_0: \theta = \theta_0, H_1: \theta \neq \theta_0$

若检验统计量太大或太小时拒绝,

令 $p = P(H \geq h | \theta = \theta_0)$, 则 $P = 2 \min(p, 1 - p)$.

(2) (左边检验) $H_0: \theta \geq \theta_0, H_1: \theta < \theta_0$

若检验统计量太小时拒绝, 则 $P = P(H \leq h | \theta = \theta_0)$.

(3) (右边检验) $H_0: \theta \leq \theta_0, H_1: \theta > \theta_0$

若检验统计量太大时拒绝, 则 $P = P(H \geq h | \theta = \theta_0)$.

	待估参数	其他参数	枢轴量及分布	置信区间	单侧置信限
一个正态总体	μ μ σ^2	σ^2 已知 σ^2 未知 μ 未知			
两个正态总体	$\mu_1 - \mu_2$ $\mu_1 - \mu_2$ $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$	σ_1^2, σ_2^2 已知 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知 μ_1, μ_2 未知			

表 1: 正态总体均值, 方差的置信区间与单侧置信限

	枢轴量	待估参数	置信区间	原假设	拒绝域 (代入真值)	检验统计量值	P_ 值
一个正态总体							
两个正态总体							

表 2: 正态总体均值、方差的置信区间与假设检验

4. 正态总体均值、方差的置信区间与假设检验

此时拒绝原假设.

5. 拟合优度检验

步骤:

(1) 提出原假设 $H_0 : X \sim p(x; \theta_1, \dots, \theta_r)$ (或 $X \sim f(x; \theta_1, \dots, \theta_r)$).(2) 求极大似然估计 $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_r$, 如果没有未知参数, 跳过这一步.(3) 在 H_0 下, 总体 X 取值的全体分成 k 个两两不相交的子集 A_1, \dots, A_k , 以 $n_i (i = 1, \dots, k)$ 记样本观察值 x_1, \dots, x_n 中落在 A_i 的个数 (实际频数). (一般题中已给出)(4) 计算当 H_0 为真 (用第 2 步的 $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_r$ 或真值) 时 A_i 发生的概率估计值 $\hat{p}_i = P_{H_0}(A_i), i = 1, \dots, k$, 称 $n\hat{p}_i$ (或 np_i) 为理论频数.检验: $np_i \geq 5$, 否则合并子集并转到步骤 3.

(5) 检验统计量

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = \sum_{i=1}^k \frac{n_i^2}{np_i} - n$$

(6) 拒绝域

$$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(k - r - 1)$$