# 概率论笔记

# 一个短篇

# 2024年01月17日

# 目录

1	1 基本概念	2
	1.1 运算	2
	1.2 关系	2
	1.3 频率和概率	2
	1.4 条件概率	3
	1.5 全概率与贝叶斯公式	3
	1.6 事件的独立性	3
	1.7 伯努利概型	3
2	2 随机变量及其分布	1
_	2.1 <i>R.V</i> .和分布函数	<del>1</del> Δ
	2.2 分布函数	
	2.3 离散型随机变量及其分布	
	2.4 连续型随机变量	
	2.5 随机变量的分布	
3	3 多维随机变量	6
	3.1 二维随机变量和联合分布函数	
	3.2 连续型随机变量	
	3.3 边缘分布	
	3.4 条件分布	
	3.5 独立性 3.6 二维连续型随机变量的分布	
	3.6 二年迁终至随机支重的万仰	δ
4	4 随机变量的数字特征	9
	4.1 数学期望	9
	4.2 方差	
	4.3 常见形式	
	4.4 协方差	10
5	5 大数定律和中心极限定理	11
-	5.1 大数定律	11
	5.2 中心极限定理	
_	~ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	40
6	6 样本与抽样分布	12
	6.1 基本概念 6.2 抽样分布	
	6.2 抽件分布	13
7	7 参数估计	14
	7.1 点估计	14
	7.2 评选标准	14
	7.3 区间估计	
8	8 假设检验	15

# 1 基本概念

### 1.1 运算

若 A 代表事件 A 发生,  $\overline{A}$  代表事件没有发生, 我们定义如下在随机事件上的关系运算:

包含

$$A \subset B \Leftrightarrow A \to B$$
 另外有  $A = B \Leftrightarrow A \subset B \land B \subset A$ 

差集

$$A-B \Leftrightarrow A \wedge \overline{B}$$
 另外有  $A-B=A-AB=A\overline{B}$ 

交集

$$A \cap B \Leftrightarrow A \wedge B$$

并集

$$A \cup B \Leftrightarrow A \vee B$$

对于交集和并集运算,符合以下四种运算律:

交换律

$$A \cup B = B \cup A$$
$$A \cap B = B \cap A$$

结合律

$$(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$$
$$(A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C)$$

分配律

$$(A \cup B) \cap C = (A \cap C) \cup (B \cap C)$$
$$(A \cap B) \cup C = (A \cup C) \cap (B \cup C)$$

对偶律(德摩根定律)

$$\overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}$$
$$\overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$$

# 1.2 关系

在事件间,存在如下两种关系:

互斥事件 
$$A \cap B = \emptyset$$

对立事件

$$A \cap B = \emptyset \land A \cup B = \Omega.$$

### 1.3 频率和概率

**Definition 1.1**:

$$f_n(A) = \frac{n_A}{n}$$

概率

$$P(A) = \lim_{n \to \infty} f_n(A) \to P$$

Properties 1.1:

$$0 \le P(A) \le 1$$

规范性

$$P(\Omega) = 1, P(\emptyset) = 0$$

无限可加性

then  $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ 

If 
$$A \cap B = \emptyset$$

互补性

$$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$$

#### 概率之间存在如下运算:

#### Definition 1.2 (运算):

- 1. 减法: P(A B) = P(A) P(AB), If  $B \subset A$ , P(A B) = P(A) P(B)
- 2. 加法:  $P(A+B) = P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(AB)$
- 3. 乘法:  $P(AB) = P(A \cap B) = P(A)P(B \mid A)$

### 1.4 条件概率

**Definition 1.3**: 如果 P(A) > 0,则条件概率为  $P(B \mid A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$ 。

依此, 我们有两条推广式:

1. 
$$P(B \cup C \mid A) = P(B \mid A) + P(C \mid A) - P(BC \mid A)$$

2. 
$$P(B-C \mid A) = P(B \mid A) - P(BC \mid A)$$

# 1.5 全概率与贝叶斯公式

**Definition 1.4** (完备事件组):  $S = \{A_1, A_2, A_3, ..., A_n\}$  是一个属于 Ω 的事件组,并且满足  $\forall A_1, A_2 \subset S, A_1 \cap A_2 = \emptyset, \land A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup ... \cup A_n = \Omega$ ,则 S 为一个完备事件组。

由定义, 我们可以设B是一个随机事件,  $\{A_1, A_2, ..., A_i\}$ 是一个完备事件组, 我们有:

#### Formula 1.1 (全概率公式):

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i)P(B \mid A_i)$$
$$= \sum_{i=1}^{n} P(BA_i)$$

Formula 1.2 (贝叶斯公式):

$$P(A_i \mid B) = \frac{P(A_iB)}{P(B)} = \frac{P(A_i)P(B \mid A_i)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B \mid A_i)}$$

#### 1.6 事件的独立性

若 A, B 是相互独立事件,则有

$$\begin{split} P(A\mid B) &= P(A) \Leftrightarrow P(AB) = P(A)P(B) \\ &\Leftrightarrow P(B\mid A) = P\Big(B\mid \overline{A}\Big) \\ &\Leftrightarrow P\Big(B\mid \overline{A}\Big) = P(B) \end{split}$$

且  $A, \overline{A}, B, \overline{B}$  也相互独立, 此外有

#### 1.7 伯努利概型

**Definition 1.5** (伯努利实验): 实验只有两种可能结果  $A, \overline{A}$  的实验叫做伯努利实验。

#### **Formula 1.3** (二项概率公式):

$$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

# 2 随机变量及其分布

# 2.1 R.V. 和 分布函数

R.V. 是一个从随机试验 E 的样本空间  $\Omega$  到  $\mathbb{R}$  的一个映射。

# 2.2 分布函数

**Definition 2.1**: 设 X 是一个随机变量, r 是任意实数,则称事件  $\{X \le r\}$  的概率为 R.V. X 的分布函数,计作 F(r) 。

分布函数有如下性质:

**Properties 2.1** (范围概率):  $P\{x_1 < X \le x_2\} = P\{X \le x_2\} - P\{X \le x_1\} = F(x_2) - F(x_1)$ 

**Properties 2.2** (增减性): F(x) 是一个不减函数

**Properties 2.3** (规范性):  $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$ 

## 2.3 离散型随机变量及其分布

#### 2.3.1 常见的分布

**Definition 2.2** (0-1) 分布): 若随机变量 X 分布服从下方分布列,其中 0 ,则称为 <math>0-1 分布或两点分布。

X	0	1
P	p	1-p

**Definition 2.3** (二项分布): 计作  $X \sim B(n, p)$ 

$$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n - k}, k \in \{x \mid x \in \mathbb{N}^+ \cap [0, n]\}$$

**Definition 2.4** (泊松分布): 计作  $X \sim P(\lambda)$ 

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

**Definition 2.5** (几何分布):  $P\{X = k\} = (1-p)^{k-1} p$ 

**Definition 2.6** (超几何分布): 计作  $X \sim H(N, M, n)$ 

$$P\{X=k\} = \frac{\binom{M}{k}\binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}, \ k \in \{1,2,3,\ldots \min(M,N)\}$$

4

**Theorem 2.1** (泊松定理): 当  $X \sim B(n,p)$  且 n 充分大, p 充分小时

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

# 2.4 连续型随机变量

**Definition 2.7** (分布函数): 若 f(t) 是概率密度函数,则分布函数 F(x) 为

$$F(X) = \int_{-\infty}^{x} f(t) \, \mathrm{d}t$$

Formula 2.1 (区间概率公式):  $F\{a < X < b\} = \int_a^b f(x) dx$ 

#### 2.4.1 常见形式

Definition 2.8 (均匀分布):

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

Definition 2.9 (指数分布):

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

指数分布具有无记忆性,即  $P\{x > t + T \mid x > t\} = P\{x > T\}$ 。

### 2.4.2 正态分布

**Definition 2.10** (正态分布): 计作  $X \sim N(\mu, \sigma^2), \sigma > 0$ 

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

**Properties 2.4** (可加性):若  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$  则有  $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2)$ 

Annotation 2.1:  $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{A}} dx = \sqrt{A\pi}, \ A > 0$ 

 $Proof \colon$  设  $X \sim N\left(0, \frac{A}{2}\right)$ , 因为概率分布函数具有规范性  $F(+\infty) = 1$  即  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) = 1$ . 带入得

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{A\pi}} e^{-\frac{x^2}{A}} dx = 1$$
$$\frac{1}{\sqrt{A\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{A}} dx = 1$$
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{A}} dx = \sqrt{A\pi}$$

**Definition 2.11** (标准正态分布): 当  $\mu = 0, \sigma^2 = 1, X \sim N(0,1), x \in \mathbb{R}$ 时,其为标准正态分布。

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - e^{\frac{x^2}{2}}$$
 
$$\Phi(x) = F(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) \, \mathrm{d}t$$

**Definition 2.12** (标准化): 若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  不满足标准正态分布,则  $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$ 

根据标准化,如果我们想要计算一个满足非标准化的正态分布的随机变量在范围 (a,b]上的概率,我们可以 X 先将其标准化为  $\frac{X-\mu}{\sigma}$  并计算  $\Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right)-\Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$  即可。

**Definition 2.13** (分位点):  $\mu_{\alpha}$  表示  $P\{x > \mu_{\alpha}\} = \alpha$ . 并且有  $\mu_{1-\alpha} = \mu(-\alpha)$ .

# 2.5 随机变量的分布

对于离散型随机变量,我们可以先求出取值,在分别对对应的取值求出概率。而对于连续性随机变量,重点是求其密度函数: 即已知  $X \sim f_X(x), Y = g(X), \ \$  求 R.V.Y 的分布函数  $f_Y(y)$ 。

首先介绍根据分布函数求 R.V.Y 的 密度函数的方法:

Annotation 2.2 (根据分布函数法):

- 1. 首先,找到密度函数  $f_Y(y)$  的分段点,一般有如下两种情况
  - 1.  $f_X(x)$  的分段点,带入 g(x) 后得到的 g 的值,和
  - 2. y = g(x) 的最值
- 2. 其次,根据以上分段点,求出区间 (l,r] 的  $F_V(y)$ :

$$F_Y(y)=P\{Y\leq y\}=P\{g(x)\leq y\}=\int_l^r f_X(x)\,\mathrm{d}x$$

3. 最后,对求出的分布函数求导即可得到随机变量 y 的密度函数  $f_Y(y) = F_Y'(y)$ 。

除此之外, 还可以用下方的定理中的公式来进行求解:

Formula 2.2: 设  $f_X(x)$  随机变量 X 的密度函数,对于随机变量 Y 有 Y=g(X),且 g(X) 为单调函数,令 x=h(y) 是 y=g(x) 的反函数, $\alpha,\beta$  分别是 g(x) 的最小值和最大值。则 Y=g(X) 的密度函数  $f_Y(y)$  为:

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

# 3 多维随机变量

# 3.1 二维随机变量和联合分布函数

**Definition 3.1** (二维随机变量): 设随机试验 E 的样本空间  $\Omega = \{e\}$ , X = X(e),Y = Y(e) 的定义在  $\Omega$  上的随机变量,则 (X,Y) 为定义在  $\Omega$  上的二维随机变量。

**Definition 3.2** (联合分布函数): 设  $x, y \in \mathbb{R}$ ,则 x, y 的联合分布函数为事件  $\{X \le x\}$  与事件  $\{Y \le y\}$  同时发生的概率为二维随机变量的联合分布函数

$$F(x,y) = P\{(X \leq x) \cap (Y \leq y)\} \stackrel{\text{i+ff}}{=} P\{X \leq x, Y \leq y\}$$

随机变量的分布函数的几何意义为在二维坐标轴中, F(x,y) 为  $X \le x$  与  $Y \le y$  所围成的矩形区域的面积。 易得,点 (X,Y) 落在  $\{(x,y) \mid x_1 < x \le x_2, \ y_1 < y \le y_2\}$  区域的概率为  $F(x_2,y_2) - F(x_2,y_1) - F(x_1,y_2) + F(x_1,y_1)$ 。

#### 3.2 连续型随机变量

**Definition 3.3** (密度函数): 联合概率密度指的是对于二维随机变量 (X,Y),其概率分布函数为

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

其中的非负函数 f(x,y) 即为联合概率密度。

二维随机变量的联合密度函数有如下性质:

#### Properties 3.1:

1. 非负性: 
$$f(x,y) \geq 0$$
 
$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(u,v) \, \mathrm{d}u \, \mathrm{d}v = F(\infty,\infty) = 1$$

3. 设 G 是平面 xOy 上的闭区域,则点 (X,Y) 落在 G 区域上的概率为

$$F\{(X,Y) \in G\} = \iint_G f(x,y) \, \mathrm{d}x \, \mathrm{d}y$$

#### 3.2.1 常见形式

Definition 3.4 (均匀分布):

$$f(u,v) = \begin{cases} \frac{1}{S_G}, (u,v) \in G\\ 0, 其他 \end{cases}$$

#### 3.3 边缘分布

**Definition 3.5** (分布函数): 设二维随机变量 (X,Y) 的联合分布函数为 F(X,Y),  $\Omega$  为完备事件组,则  $F_X(x)=P\{X\leq x,\Omega\}, F_Y(y)=P\{\Omega,Y\leq y\}$  分别为 二维随机变量关于 X 或 Y 的边缘分布函数。

**Definition 3.6** (分布律 / 质量函数): 已知 二维随机变量 (X,Y) 的分布律为  $P\{X,Y\} = P\{X = x_i \cap Y = y_i\}$  则关于 X 的边缘分布律为

$$P_X(x) = \sum_i^i P(x, y_i)$$

**Definition 3.7** (密度函数): 设 (X,Y) 的密度函数为 f(x,y) 则关于 X 的边缘密度函数和关于 Y 的边缘密度函数为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, \mathrm{d}y \qquad \qquad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, \mathrm{d}x$$

# 3.4 条件分布

**Definition 3.8** (分布律): 有二维随机变量 (X,Y)

$$P\big\{X=x_i\mid Y=y_j\big\}=\frac{P\big\{X=x_i,Y=y_j\big\}}{P_Y\big\{Y=y_j\big\}}$$

即为随机变量 X 在  $Y = y_i$  下的条件分布律

**Definition 3.9**(密度函数): 有二维随机变量 (X,Y) 及其联合概率密度 f(x,y), 固定 Y=y,则随机变量 X 在 Y=y 条件下的概率密度函数为  $f_{X\mid Y}=\frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$ 

### 3.5 独立性

**Definition 3.10**: 有二维随机变量 (X,Y),  $F(x,y)=F_X(x)F_Y(y)$  满足独立。对于离散型随机变量,独立性在于是否满足  $P(x,y)=P_X(x)P_Y(y)$ 。对于连续性随机变量,在于其密度函数是否满足  $f(x,y)=f_X(x)f_Y(y)$ 。

# 3.6 二维连续型随机变量的分布

对于离散型随机变量,依旧是先求取值,再求概率,而对于两个连续型随机变量,我们有如下方法:

**Formula 3.1** (分布函数法): 有二维随机变量 (X,Y) 及其联合概率分布 f(x,y), 已知 Z = g(X,Y),则 Z 的概率分布为

$$\begin{split} F_Z(z) &= P\{Z \le z\} = P\{g(X,Y) \le z\} = P\{(X,Y) \mid g(X,Y) \le z\} \\ &= \iint\limits_C f(x,y) \,\mathrm{d}x \,\mathrm{d}y \end{split}$$

或使用卷积公式:

Formula 3.2 (卷积公式): 若随机变量 X, Z, Y 存在 Z = X + Y 关系,则

$$X,Y$$
 不独立 
$$X,Y$$
 独立 
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,z-x) \,\mathrm{d}x \qquad \qquad f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) \,\mathrm{d}x$$

Proof: 对于 Z = X + Y

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathrm{d}x \int_{-\infty}^{z-x} f(x, y) \, \mathrm{d}y$$

令 y + x = t 将二重积分中对 y 的积分换为对 t 的积分得

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \mathrm{d}x \int_{-\infty}^{z} f(x, t - x) \, \mathrm{d}t$$

改变积分次序后得

$$\int_{-\infty}^{z} \left[ \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, t - x) \, \mathrm{d}x \right] \, \mathrm{d}t$$

要求 Z 的密度函数,对变上限积分求导可得

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) \, \mathrm{d}x$$

若 (X,Y) 独立, 又有

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z - x) \, \mathrm{d}x$$

4 随机变量的数字特征

#### 4.1 数学期望

**Definition 4.1** (离散型): 对于离散型随机变量 X,设  $x_i$  为其分布律的第 i 个取值,相应概率为  $p_i$ ,则其数学期望(均值)为:

$$E(X) = \sum_{i}^{i} x_i p_i$$

**Definition 4.2** (连续型): 若连续型随机变量 X 的密度函数为  $f_X(x)$  则它的均值为

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) \, \mathrm{d}x$$

若要求 Y = g(X) 的均值,则

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) \, \mathrm{d}x$$

若 Z = g(X,Y) 且二维随机变量 (X,Y) 有联合概率密度 f(x,y) 则

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) \, \mathrm{d}x \, \mathrm{d}y$$

Properties 4.1: 有常数 C, 随机变量 X 与 Y:

- 1. E(C) = C
- 2. E(C+X) = C + E(X)
- 3. E(CX) = CE(X)
- 4. E(X + Y) = E(X) + E(Y)
- 5. 若 X, Y 独立,则 E(XY) = E(X)E(Y)

#### 4.2 方差

**Definition 4.3**: 方差为随机变量与其均值的距离的平方的均值即  $D(X) = E\left[(X - E(X))^2\right]$ , 其用来表示 X 偏离其均值 E(X) 的程度大小。且方差  $D(X) \ge 0$ 。

Formula 4.1 (方差计算公式):  $D(X) = E(X^2) - E^2(X)$ 

Properties 4.2: C 为常数

- 1. D(C) = 0
- 2. D(X + C) + D(X)
- 3.  $D(CX) = C^2D(X)$
- 4. D(X + Y) = D(X) + D(Y) 2[E(XY) E(X)E(Y)]

# 4.3 常见形式

**Theorem 4.1** (0-1) 分布): 若随机变量 X 服从 0-1 分布,则

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

**Theorem 4.2** (二项分布): 若随机变量 X 服从二项分布即  $X \sim B(n,p)$  则

$$E(X) = np, D(X) = np(1-p)$$

Proof: 若随机变量  $X \sim B(n,p)$  则其含义为 n 重伯努利实验中成功的次数即  $X = X_1 + X_2 + ... + X_n$ ,其中  $X_i$  表示第 i 次伯努利实验, 每次伯努利实验独立且都有相同的 p, 即  $E(X_i) = p$ ,则

$$\begin{split} E(X) &= E(X_1 + X_2 + \ldots + X_n) = np \\ D(X) &= D(X_1 + X_2 + \ldots + X_n) = np(1-p) \end{split}$$

**Theorem 4.3** (泊松分布): 若随机变量 X 服从参数为  $\lambda$  的泊松分布即  $X \sim P(\lambda)$  则

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

**Theorem 4.4** (均匀分布): 若  $X \sim U(a,b)$  则

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

**Theorem 4.5** (指数分布): 若 $X \sim e(\lambda)$ 则

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

**Theorem 4.6** (正态分布): 若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  则

$$E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$$

#### 4.4 协方差

**Definition 4.4** (协方差): 有二维随机变量 (X,Y), 称 E[(X-E(X))(Y-E(Y))] 为随机变量 (X,Y) 的协方差, 通常计作 cov(X,Y) 即

$$\begin{aligned} \operatorname{cov}(X,Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \\ &= E(XY) - E(X)E(Y) \end{aligned}$$

特别的,相同变量的协方差为其方差 cov(X,X) = D(X)。

已知方差的性质 3: D(X+Y) = D(X) + D(Y) - 2[E(XY) - E(X)E(Y)], 我们将协方差的计算公式 带入可得到  $D(X+Y) = D(X) + D(Y) - 2cov(X,Y)_{\circ}$ 

Properties 4.3: 协方差有以下性质

1. 
$$cov(X, Y) = cov(Y, X)$$

2. 
$$cov(aX, bY) = ab cov(X, Y)$$

3. 
$$cov(X+Y,Z) = cov(X,Z) + cov(Y,Z)$$
 4. 若  $X,Y$  相互独立,则  $cov(X,Y) = 0$ 

4. 若 
$$X, Y$$
 相互独立. 则  $cov(X, Y) = 0$ 

**Definition 4.5** (相关系数): 有随机变量 X, Y,则其相关系数为:

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

Properties 4.4: 相关系数有以下性质

- $1. \ -1 \leq \rho_{XY} \leq 1$
- 2. 相关性
  - 1. 若相关系数  $\rho_{XY} = 0$  则称 X, Y 不相关
  - 2. 若  $\rho_{XY}=1$ , 则称 X,Y 为正相关, y=ax+b,a>0
  - 3. 若  $\rho_{XY} = -1$ , 则称 X, Y 为负相关, y = ax + b, a < 0

# 5 大数定律和中心极限定理

### 5.1 大数定律

**Theorem 5.1**(切比雪夫不等式): 有随机变量 X 及其均值 E(X) 方差 D(X),存在任意正数  $\varepsilon$ 

$$P\{\mid X-E(X)\mid \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

另有

$$P\{\mid X - E(X)\mid <\varepsilon\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

**Theorem 5.2** (切比雪夫大数定律): 设  $X_1,X_2,...,X_n$  是相互独立的随机变量序列,且  $E(X_i),D(X_i)$  均存在, 且  $D(X_i)\leq C$ ,记  $\overline{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$  则对于任意正数  $\varepsilon$ ,有

$$\begin{split} &\lim_{n\to +\infty} P \big\{ \mid \overline{X} - E \big( \overline{X} \big) \mid < \varepsilon \big\} = 1 \\ \Leftrightarrow & \overline{X} \text{ 依概率收敛到 } E \big( \overline{X} \big) \text{ 即: } \overline{X} \stackrel{P}{\longrightarrow} E \big( \overline{X} \big) \end{split}$$

**Theorem 5.3** (伯努利大数定律): 设  $n_A$  为 n 次独立重复试验中事件 A 发生的次数,且 P(A)=p,则对于任意正数  $\varepsilon$ ,有

$$\begin{split} & \lim_{n \to +\infty} P \Big\{ \big| \; \frac{n_A}{n} - p \; \big| < \varepsilon \Big\} = 1 \\ \Leftrightarrow & \frac{n_A}{n} \stackrel{P}{\longrightarrow} p \end{split}$$

**Theorem 5.4** (辛钦大数定律): 有随机变量序列  $X_1,X_2,...,X_n$ , 随机变量间相互独立且服从同一分布,  $E(X_i)$  存在, 则对于任意正数  $\varepsilon$  有

$$\lim_{n \to +\infty} P \Big\{ | \ \overline{X} - E \Big( \overline{X} \Big) \ | < \varepsilon \Big\} = 1$$
 
$$\Leftrightarrow \overline{X} \stackrel{P}{\longrightarrow} E \Big( \overline{X} \Big)$$

#### 5.2 中心极限定理

独立随机变量的和的分布当随机变量的个数足够大的时候、近似的服从正态分布。

**Theorem 5.5** (独立同分布(列维 — 林德伯格)中心极限定理): 若一随机变量序列  $X_1, X_2, ..., X_n$  服从同一分布且具有相同的期望  $E(X_i) = \mu$ , 相同的方差  $D(X_i) = \sigma^2$ ,将  $\sum_{i=1}^n X_i$  计作  $\eta_n$  则当 n 充分大的时候,有

$$\eta_n$$
 近似服从  $N(E(\eta_n), D(\eta_n))$  
$$= N(n\mu, n\sigma^2)$$

又由正态分布的标准化可得

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} = \frac{\overline{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$
 近似服从  $N(0,1)$ 

**Theorem 5.6** (棣莫弗 - 拉普拉斯(De Moivre - Laplace)定理): 若随机变量  $X_n, n=1,2,...$  服 从参数为 n,p 的二项分布,也即随机变量 X 可以分为 n 的相互独立的随机变量  $X_i$  服从 0-1 分布,对于任意的 x 有

$$\lim_{n\to +\infty} P\bigg\{\frac{X_n-np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\bigg\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{t^2}{2}} \,\mathrm{d}t = \Phi(x).$$

也即:当 n 充分大时, $\sum_{i=1}^n X_i$  近似服从参数为 np 与 np(1-p) 的正态分布, 进而  $\frac{\sum_{i=1}^n X_i-np}{\sqrt{np(1-p)}}$  近似服从标准正态分布。

# 6 样本与抽样分布

#### 6.1 基本概念

**Definition 6.1** (样本): 设随机变量 X 服从分布 F,若随机变量序列  $X_1, X_2, ..., X_n$  具有同一分布 F 且相互独立, 则称这一随机变量序列为从总体 F 或总体 X 得到的容量为 n 的样本,  $x_1, x_2, ..., x_n$  为 X 的 n 个独立观测值。

反之,若一随机变量序列是总体 F 的一个样本,则序列中的随机变量同分布为 F 且相互独立。

**Definition 6.2** (经验分布函数): 有 样本  $x_1, x_2, ..., x_n$ , 用S(x),  $-\infty < z < \infty$  表示  $x_1, x_2, ..., x_n$  中不大于 x 的随机变量的个数,定义经验分布函数 F(z) 为

$$F_{n(x)} = \frac{1}{n}S(x), \quad -\infty < x < \infty$$

#### 6.1.1 统计量

**Definition 6.3** (统计量与统计量的观测值): 若有一随机变量序列  $X_1, X_2, ..., X_n$  是总体 F 的一个容量为 n 的样本, 则称不含有位置参数的函数函数  $g(X_1, X_2, ..., X_n)$  为统计量。

由定义可知, $g(X_1,X_2,...,X_n)$  也是一个随机变量,若有  $x_1,x_2,...,x_n$  是样本的观测值,则  $g(x_1,x_2,...,x_n)$  是随机变量  $g(X_1,X_2,...,X_n)$  的观测值。

有总体  $X, E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$ ,下方为常见的统计量:

**Definition 6.4** (样本平均值):  $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ .

根据定义可得  $E(\overline{X}) = \mu, D(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$ 

**Definition 6.5** (样本方差):  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( X_i - \overline{X} \right)^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n \overline{X}^2 \right)$ 

根据定义可得, $E(S^2) = D(X) = \sigma^2$ 

**Definition 6.6** (样本标准差):  $S=\sqrt{S^2}=\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum\limits_{i=1}^n\left(X_i-\overline{X}\right)^2}$ 

**Definition 6.7** (样本 k 阶原点矩):  $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^k, \quad k = 1, 2, 3, ...$ 

**Definition 6.8** (样本 k 阶中心矩):  $B_k = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \left(X_i - \overline{X}\right)^k, \quad k = 2, 3, \dots$ 

# 6.2 抽样分布

抽样分布即为统计量为  $g(X_1,X_2,...,X_n)$  的分布,在做题时题目一般会给出提示数据,可以查表求解。

6.2.1  $\chi^2$  分布, t 分布和 F 分布

**Definition 6.9** (  $\chi^2$  分布 ): 设样本  $X_1, X_2, ..., X_n$  相互独立,且均服从 N(0,1) 分布,则有  $X = X_1^2 + X_2^2 + ... + X_n^2$  服从自由度为 n 的  $\chi^2$  分布,即  $X \sim \chi^2(n)$ 。

 $\chi^2$  分布有如下几条性质:

#### Properties 6.1:

1. 可加性

2. 均值与方差

若 
$$X \sim \chi^2(n_1), Y \sim \chi^2(n_2)$$
 则 
$$X + Y \sim \chi^2(n_1 + n_2).$$

若  $X \sim \chi^2(n)$ , 则 E(X) = n, D(X) = 2n.

3. 上 α 分位点

在  $\chi^2$  分布的密度图形中,当  $x=x_\alpha$  时, $x>x_\alpha$  的面积为  $\alpha$ , 称此点为上  $\alpha$  分位点。此时有  $P\{X>x_\alpha\}=\alpha$  .

**Definition 6.10** (*t* 分布): 若有  $X \sim N(0,1), Y \sim \chi^2(n)$  且相互独立,则

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

**Definition 6.11** (F 分布): 若有  $X_1 \sim \chi^2(n_1), X_2 \sim \chi^2(n_2)$  且相互独立,则

$$\frac{X_1/n_1}{X_2/n_2} = F \sim F(n_1, n_2)$$

与  $\chi^2$  分布类似的, t 分布及 F 分布都具有上  $\alpha$  分位点。

**Definition 6.12** (正态总体的样本均值与样本方差的分布): 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, ..., X_n$  为总体的一个样本,则

1. 
$$\overline{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$
 2.  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$  3.  $\overline{X}$  与  $S^2$  独立 4.  $\frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$ 

# 7 参数估计

#### 7.1 点估计

**Definition 7.1**: 已知总体 X 的分布,含有未知参数  $\theta$ ,用样本做参数来构造统计量  $\hat{\theta}(X_1, X_2, ..., X_n)$  来估计  $\theta$  。

由一阶矩估计(点估计)推广到 k 阶矩估计,由大数定理可得,当数量足够大时,样本矩趋近于总体矩, 根据矩估计中用样本矩代替总体矩的思想,由总体的分布可以得到总体矩,接着用样本矩代替总体矩, 也即构造未知参数  $\theta$  与样本矩的等价关系。最后解得  $\hat{\theta}$  即为矩估计量。

#### 7.1.1 最大似然估计

基本思想是使得样本发生的概率最大的 $\hat{\theta}$ 即为最大似然估计。

在最大似然估计中,用似然函数去刻画样本出现的概率大小,对于离散型随机变量, 其最大似然函数即为样本间质量函数的积,基本思想是使得样本发生的概率最大的  $\hat{\theta}$  即为最大似然估计。

在最大似然估计中,用似然函数去刻画样本出现的概率大小,其形式如下:

$$L(\theta) = \prod_{i=0}^{n} P\{X = X_i\}$$
 (离散型随机变量) 
$$\prod_{i=0}^{n} f(x_i)$$
 (连续型随机变量)

在求解最大似然估计时,一般通过求导求其导数的驻点来得到  $\hat{\theta}$ , 对于连乘函数形式的似然函数而言,可以先等式两边同时取 **对数** 使连乘变为连加, 再求导求驻点即  $\frac{\mathrm{d} \ln \mathrm{Li}(\theta)}{\mathrm{d} \theta} \triangleq 0$  。

#### 7.2 评选标准

- 1. 无偏性, 若  $E(\hat{\theta}) = \theta$  则称  $\hat{\theta}$  为无偏估计, 若  $\lim_{n \to \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$  则称为渐进无偏估计。
- 2. 有效性,若对于未知参数  $\theta$  有两个估计量  $\hat{\theta}_1$  与  $\hat{\theta}_2$ , 两者当中方差较小的估计量更有效。
- 3. 一致性, 若 n 趋于无穷时, 估计量以概率趋紧于未知参数, 则称估计量与为质量一致, 一般的, 若估计量的均值等于未知参数及具有无偏性, 估计量的方差趋近于零, 即具有有效性, 则满足估计量与未知参数具有一致性。

#### 7.3 区间估计

**Definition 7.2**(置信区间): 对于总体的一个未知参数 
$$\theta$$
,存在一个  $\alpha$ ,使得  $P\{\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2\} = 1 - \alpha$ ,则称  $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$  为置信区间。

在求解置信区间时,通常先构造一个确定分布的含有参数  $\theta$  的样本统计量,也称作枢轴量 J, 根据其分布求出  $P\{a < J < b\} = 1 - \alpha$ ,的左右端点 a,b (一般是由其分布的函数图像总结而来,用上分位点表示),进而解出  $\theta$  的置信区间。

在构造枢轴量时,可以根据正态总体的样本均值与样本方差的分布来进行构造。

Annotation 7.1: 当  $\sigma^2$  已知时,求未知参数  $\mu$  的置信区间,构造枢轴量

$$J = \frac{\overline{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$$

此时,满足  $P\left\{-z_{\frac{\alpha}{2}} < J < z_{\frac{\alpha}{2}}\right\} = 1 - \alpha$ 。

Annotation 7.2: 当  $\sigma^2$  未知时,求未知参数  $\mu$  的置信区间,构造枢轴量

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

此时,滿足  $P\left\{-t_{\left(\frac{\alpha}{2},n-1\right)} < J < t_{\left(\frac{\alpha}{2},n-1\right)}
ight\} = 1-\alpha$ 。

Annotation 7.3: 当  $\mu$  未知时,求  $\sigma^2$  的置信区间,构造枢轴量

$$J = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

此时,满足  $P\Big\{-\chi^2_{(\frac{\alpha}{2},n-1)} < J < \chi^2_{(\frac{\alpha}{2},n-1)}\Big\} = 1-\alpha$  。

# 8 假设检验

假设检验即对于所要检验的参数  $\theta$ ,首先根据题意设定一个假设值  $H_0=\theta$ , 求其所构造枢轴量 J 的满足  $P\{\theta_1 < J < \theta_2\} = 1-\alpha$  的区间  $(\theta_1,\theta_2)$ ,其补集  $(-\infty,\theta_1) \cup (\theta_2,+\infty)$  为**拒绝域**, 将假设值代入所构造的枢轴量,若结果落在拒绝域上,则拒绝假设  $H_0$ 。