概率论与数理统计笔记

刘承杰 南京大学软件学院

2021年8月13日

目录

1	论的基本概念	1		
	1.1	随机试验	1	
	1.2	样本空间、随机事件	1	
	1.3	频率与概率	2	
	1.4	等可能概型(古典概型)	3	
	1.5	条件概率	3	
	1.6	独立性	4	
2	。 随机变量及其分布			
	2.1	随机变量	5	
	2.2	离散型随机变量及其分布律	5	
	2.3	随机变量的分布函数	5	
	2.4	连续型随机变量及其概率密度	6	
	2.5	随机变量的函数的分布	7	
3 多维随机变量及其分布				
	3.1	二维随机变量	8	
	3.2	边缘分布	8	

	3.3	条件分布	9		
	3.4	相互独立的随机变量	9		
	3.5	两个随机变量的函数的分布	10		
4	随机变量的数字特征				
7			12		
	4.1	数学期望	12		
	4.2	方差	13		
	4.3	协方差及相关系数	14		
	4.4	矩、协方差矩阵	15		
5	大数定律及中心极限定理				
	5.1	大数定律	16		
	5.2	中心极限定理	16		
6	样本為	样本及抽样分布 1			
	6.1	随机样本	19		
	6.2	直方图和箱线图	19		
	6.3	抽样分布	19		
7	参数(古 · ·	24		
	7.1	点估计	24		
8	假设		26		
9	方差	分析及回归分析	27		

1 概率论的基本概念

1.1 随机试验

定义 1.1 (随机试验) 在概率论中, 我们将具有以下三个特点的试验称为随机试验:

- 1. 可以在相同的条件下重复的进行:
- 2. 每次试验的可能结果不止一个, 并且能事先明确试验的所有可能结果;
- 3. 进行一次试验之前不能确定哪个结果会出现

1.2 样本空间、随机事件

定义 1.2 (样本空间) 随机事件E的所有可能结果组成的集合,记为S

定义 1.3 (样本点) 样本空间的元素, 即E的每个结果

定义 1.4 (随机事件) 试验E的样本空间S的子集为E的随机事件,简称事件。在每次试验中,当且仅当这一子集中的一个样本点出现时,称这一事件发生

定义 1.5 (基本事件) 由一个样本点组成的单点集, 称为基本事件

定义 1.6 (必然事件和不可能事件) 样本空间S包含所有的样本点,它是S自身的子集,在每次试验中它总是发生的,S称为 必然事件.空集 \emptyset 不包含任何样本点,它也作为样本空间的子集,它在每次试验中都不可能发生, \emptyset 称为不可能事件.

定义 1.7 (事件间的关系与事件的运算) 设试验E的样本空间为S,而A, B, A_k ($k=1,2,\cdots$)是S的 子集.

- 2. 事件 $A \cup B = \{x | x \in A$ 或 $x \in B\}$ 称为事件A与事件B的和事件。当且仅当A, B中至少有一个发生时,事件 $A \cup B$ 发生。
 - 类似地,称 $\bigcup_{k=1}^n A_k$ 为n个事件 A_1,A_2,\cdots,A_n 的和事件;称 $\bigcup_{k=1}^\infty A_k$ 为可列个事件 A_1,A_2,\cdots 的和事件
- 3. 事件 $A \cap B = \{x | x \in A$ 且 $x \in B\}$ 称为事件A与事件B的积事件。当且仅当A,B同时发生时,事件 $A \cap B$ 发生。
 - 类似地,称 $\bigcap_{k=1}^n A_k$ 为n个事件 A_1,A_2,\cdots,A_n 的积事件; 称 $\bigcap_{k=1}^\infty A_k$ 为可列个事件 A_1,A_2,\cdots 的积事件
- 4. 事件 $A B = \{x | x \in A$ 且 $x \notin B\}$ 称为事件A与事件B的**差事件**。当且仅当 A发生、B不发生时事件A B发生。

定理 1.1 (集合运算定律) 设 $A \times B \times C$ 为事件,则有:

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:

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

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

德摩根律:

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

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

1.3 频率与概率

定义 1.8 (频率) 在相同的条件下,进行了n次试验,在这n次试验中,事件A发生的次数 n_A 称为事件A发生的频数。比值 $\frac{n_A}{n_A}$ 称为事件A发生的频率,并记为 $f_n(A)$.

定义 1.9 (概率) 设E是随机试验,S是它的样本空间,对于E的每一个事件A赋予一个实数,记为P(A),称为事件A的概率,如果集合函数 $P(\cdot)$ 满足下列条件:

- 1. 非负性: 对于每一个事件A, 有 $P(A) \ge 0$;
- 2. 规范性: 对于必然事件S,有P(S) = 1;
- 3. 可列可加性: 设 A_1, A_2, \cdots 是两两不相容的事件, 即对于 $A_i A_j = \emptyset, i \neq j, i, j = 1, 2, \cdots, 有$

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \cdots) = P(A_1) + P(A_2) + \cdots$$

当 $n \to \infty$ 时频率 $f_n(A)$ 在一定意义下接近于概率P(A)

1.4 等可能概型(古典概型)

定义 1.10 (等可能概型) 具有以下两个特点的试验称为等可能概型:

- 1. 试验的样本空间只包含有限个元素:
- 2. 试验中每个基本事件发生的可能性相同。

定理 1.2 (等可能概型中事件A的概率计算公式) 若事件A包含K个基本事件,即 $A=e_{i_1}\cup e_{i_2}\cup \cdots \cup e_{i_k}$,这里 i_1,i_2,\cdots,i_k 是 $1,2\cdots,n$ 中某k个不同的数,则有:

$$P(A) = \sum_{i=1}^{k} P(\{e_{i_j}\}) = \frac{k}{n} = \frac{A$$
包含的基本事件数
 S 中基本事件的总数

定理 1.3 (超几何分布的概率公式) 设共有N件产品, 其中有D件次品, 从中取n件, 其中恰好 有k(k < D)件次品的概率为:

$$p = \frac{\binom{D}{k} \binom{N-D}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

1.5 条件概率

定义 1.11 (条件概率) 设A, B是两个事件, 且P(A) > 0, 称

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

为在事件A发生的条件下事件B发生的条件概率。

定理 1.4 (乘法定理) 设P(A) > 0.则有

$$P(AB) = P(B|A)P(A)$$

上式可以推广到多个事件的积事件的情况。例如,设A,B,C为事件,且P(AB) > 0,则有

$$P(ABC) = P(C|AB)P(B|A)P(A)$$

一般地,设 A_1, A_2, \dots, A_n 为n个事件, $n \ge 2$,且 $P(A_1 A_2 \dots A_{n-1}) > 0$,则有

$$P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_n | A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) P(A_{n-1} | A_1 A_2 \cdots A_{n-2}) \cdots P(A_2 | A_1) P(A_1)$$

定义 1.12 (样本空间的划分) 设S为试验E的样本空间, B_1, B_2, \cdots, B_n 为E的一组事件,若

- 1. $B_i B_j = \emptyset, i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n$
- $2. B_1 \cup B_2 \cup \cdots \cup B_n = S$

则称 B_1, B_2, \cdots, B_n 为样本空间的一个划分。

定理 1.5 (全概率公式) 设试验E的样本空间为S, A为E的事件, B_1, B_2, \cdots, B_n 为S的一个划分, 且 $P(B_i) > 0, i = 1, 2, \cdots, n$, 则

$$P(A) = P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) + \dots + P(A|B_n)P(B_n)$$

定理 **1.6** (贝叶斯(**Bayes**)公式) 设试验E的样本空间为S,A为E的事件, B_1, B_2, \cdots, B_n 为S的一个划分,且 $P(A) > 0, P(B_i) > 0, i = 1, 2, \cdots, n$,则

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_iA)}{P(A)} = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{j=1}^{n} P(A|B_j)P(B_j)}, i = 1, 2, \dots, n$$

1.6 独立性

定义 1.13 (独立性) 设A, B是两事件, 如果满足等式

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

则称事件A,B相互独立

同理, 对于A,B,C三个事件, 如果满足等式

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

$$P(BC) = P(B)P(C)$$

$$P(AC) = P(A)P(C)$$

$$P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$$

则称事件A, B, C相互独立。

一般地,设 A_1,A_2,\cdots,A_n 是 $n(n\geq 2)$ 个事件,如果对于其中任意2个,任意3个,…,任意n个事件的积事件的概率都等于各事件概率的积,则称事件 A_1,A_2,\cdots,A_n 相互独立。

2 随机变量及其分布

2.1 随机变量

定义 2.1 (随机变量) 设随机试验的样本空间为 $S = \{e\}, X = X(e)$ 是定义在样本空间S上的实值单值函数,称X = X(e)为随机变量

2.2 离散型随机变量及其分布律

定义 2.2 (离散型随机变量) 全部可能取到的值是有限个或可列无限多个的随机变量, 称为离散型随机变量。

定义 2.3((0-1) 分布) 设随机变量 X 只能取0.1 两个值,它的分布律是

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

定义 2.4 (伯努利试验) 设试验 E 只有两个可能结果: A 和 \overline{A} ,则称 E 为伯努利 (Bernoulli) 试验.设 $P(A) = p(0 ,此时 <math>P(\overline{A}) = 1 - p$,将 E 独立重复进行n 次,则称这一串重复的独立试验为n 重伯努利试验。

定义 2.5 (二项分布) 以X表示n重伯努利试验中事件A发生的次数,事件A在指定的 $k(0 \le k \le n)$ 次试验中发生的概率为

$$P\{X = k\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, k = 0, 1, 2, \dots, n$$

随机变量X服从参数为n,p的二项分布,并记为 $X \sim b(n,p)$.

定义 2.6 (泊松分布) 设随机变量X所有可能取的值为 $0,1,2,\cdots$,而取各个值的概率为

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, k = 0, 1, 2, \cdots,$$

其中 $\lambda > 0$ 是常数。则称X服从参数为 λ 的泊松分布,记为 $X \sim \pi(\lambda)$

定理 2.1 (泊松定理) 设 $\lambda > 0$ 是一个常数,n是任意正整数,设 $np_n = \lambda$,则对于任一固定的非负整数k,有

$$\lim_{n \to \infty} \binom{n}{k} p_n^{\ k} (1 - p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

2.3 随机变量的分布函数

定义 2.7 (随机变量的分布函数) 设X是一个随机变量, x是任意实数, 函数

$$F(X) = P\{X \le x\}, -\infty < x < \infty$$

称为X的分布函数

定理 2.2 (分布函数性质)

- 1. F(x)是一个不减函数
- 2. $0 \le x \le 1, \mathbb{A}F(-\infty) = \lim_{x \to -\infty} F(x) = 0, F(\infty) = \lim_{x \to \infty} F(x) = 1$
- 3. F(x+0) = F(x),即F(x)是右连续的

反之, 具备上述三条性质的函数必是某个随机变量的分布函数。

2.4 连续型随机变量及其概率密度

定义 2.8 (连续型随机变量、概率密度) 如果对于随机变量X的分布函数F(x), 存在非负可积函数f(x), 使对于任意实数x有

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

则称X为连续型随机变量,f(x)称为X的概率密度函数,简称概率密度。

定义 2.9 (均匀分布) 若连续型随机变量 X 具有概率密度

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

则称X在区间(a,b)上服从均匀分布,记为 $X \sim U(a,b)$ X的分布函数为

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

定义 2.10 (指数分布) 若连续型随机变量 X 的概率密度为

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

其中 $\theta > 0$ 为常数,则称X服从参数为 θ 的指数分布 X的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0\\ 0, & \text{#th} \end{cases}$$

定义 2.11 (正态分布) 若连续型随机变量 X 的概率密度为

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

其中 $\mu, \sigma(\sigma > 0)$ 为常数,则称X服从参数为 μ, σ 的正态分布或高斯分布,记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ X的分布函数为

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

特别地,当 $\mu=0,\sigma=1$ 时,称随机变量X服从标准正态分布,其概率密度和分布函数分别用 $\varphi(x),\Phi(x)$ 表示,有

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

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

对于一般的正态分布, 只需通过一个线性变换就能化为标准正态分布:

若
$$X \sim N(\mu, \sigma^2), 则 Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

2.5 随机变量的函数的分布

定理 2.3 设随机变量X具有概率密度 $f_x(x)$, $-\infty < x < \infty$, 又设函数g(x)处处可导且恒有g'(x) > 0 (或恒有g'(x) < 0, 则Y = g(X)是连续型随机变量,其概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_x[h(y)]|h'(y)|, & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

其中 $\alpha = \min\{g(-\infty), g(\infty)\}, \beta = \max\{g(-\infty), g(\infty)\}, h(y)$ 是g(x)的反函数

3 多维随机变量及其分布

3.1 二维随机变量

定义 3.1 (联合分布函数) 设(X,Y)是二维随机变量,对于任意实数x,y,二元函数

$$F(x,y) = P\{(X \le x) \cap (Y \le y)\} \equiv P\{X \le x, Y \le y\}$$

称为二维随机变量(X,Y)的分布函数,或称为随机变量X和Y的联合分布函数。

如果将二维随机变量(X,Y)看成是平面上随机点的坐标,那么分布函数F(x,y)在(x,y)处的函数值就是随机点(X,Y)落在以点(x,y)为顶点而位于该点左下方的无穷矩形区域内的概率。 所以,随机点(X,Y)落在矩形区域 $\{(x,y)|x_1 < x \le x_2, y_1 < y \le y_2\}$ 的概率为

$$P\{x_1 < x \le x_2, y_1 < y \le y_2\} = F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) + F(x_1, y_1) - F(x_1, y_2)$$

定义 3.2 (联合概率密度) 对于二维随机变量(X,Y)的分布函数F(x,y), 如果存在非负可积函数f(x,y)使对于任意x,y有

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

则称(X,Y)是连续型的二维随机变量,函数f(x,y)称为二维随机变量(X,Y)的概率密度,或称为随机变量X和Y的联合概率密度。

3.2 边缘分布

定义 3.3 (边缘分布函数) 二维随机变量(X,Y)作为一个整体,具有分布函数F(x,y),而X和Y都是随机变量,各自也有分布函数,将他们分别记为 $F_X(x)$, $F_Y(y)$, 依次称为二维随机变量(X,Y)关于X和关于Y的边缘分布函数,且

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

定义 3.4 (边缘分布律) 记

$$p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = P\{X = x_i\}, \quad i = 1, 2, \dots,$$

$$p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = P\{Y = y_j\}, \quad j = 1, 2, \cdots,$$

分别称 p_{i} . $(i=1,2,\cdots)$ 和 p_{i} , $(j=1,2,\cdots)$ 为(X,Y)关于X和Y的边缘分布律

定义 3.5 (边缘概率密度) 记

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$

分别称 $f_X(x), f_Y(y)$ 为(X,Y)关于X和Y的边缘概率密度。

3.3 条件分布

定义 3.6 (条件分布律) 设(X,Y)是二维离散型随机变量,对于固定的j,若 $P\{Y=y_i\}>0$,则称

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{ij}}, i = 1, 2, \dots$$

为在 $Y = y_i$ 条件下随机变量X的条件分布律

同样,对于固定的i,若 $P\{X=x_i\}>0$,则称

$$P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = X_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_i}, j = 1, 2, \dots$$

为在 $X = x_i$ 条件下随机变量Y的条件分布律

定义 3.7 (条件概率密度) 设二维随机变量(X,Y)的概率密度为f(x,y),(X,Y)关于Y的边缘概率密度为 $f_Y(y)$.若对于固定的 $y,f_Y(y)>0$,则称 $\frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$ 为在Y=y的条件下X的条件概率密度,记为

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

称 $\int_{-\infty}^x f_{X|Y}(x|y) dx = \int_{-\infty}^x \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} dx$ 为在Y=y的条件下X的条件分布函数,记为 $P\{X\leq x|Y=y\}$ 或 $F_{X|Y}(x|y)$,即

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

类似地,可以定义
$$f_{Y|X}(y|x)=rac{f(x,y)}{f_X(x)}$$
和 $F_{Y|X}(y|x)=\int_{-\infty}^yrac{f(x,y)}{f_X(x)}\,dy$

3.4 相互独立的随机变量

定义 3.8 (相互独立) 若对于所有x,y, 满足下列条件之一, 则称随机变量X和Y是相互独立的:

1. 设F(x,y)及 $F_X(x)$, $F_Y(y)$ 分别是二维随机变量(X,Y)的分布函数及边缘分布函数,有

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

2. 设 $f(x,y), f_X(X), f_Y(y)$ 分别为(X,Y)的概率密度和边缘概率密度,有

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

3. 当X,Y是离散型随机变量是,对于(X,Y)的所有可能取值 (x_i,y_i) ,有

$$P\{X = x_i, Y = y_i\} = P\{X = x_i\}P\{Y = y_i\}$$

定理 3.1 设 (X_1, X_2, \cdots, X_m) 和 (Y_1, Y_2, \cdots, Y_n) 相互独立,则 $X_i (i = 1, 2, \cdots, m)$ 和 $Y_j (j = 1, 2, \cdots, n)$ 相互独立。又若h, g是连续函数,则 $h(X_1, X_2, \cdots, X_m)$ 和 $g(Y_1, Y_2, \cdots, Y_n)$ 相互独立。

3.5 两个随机变量的函数的分布

定义 3.9 (Z = X + Y分布) 设(X,Y)是二维连续型随机变量,它具有概率密度f(x,y),则Z = X + Y仍为连续型随机变量,其概率密度为

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(z - y, y) \, dy,\tag{1}$$

或

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z - x) dx.$$
 (2)

又若X和Y相互独立,设(X,Y)关于X,Y的边缘密度分别为 $f_X(x),f_Y(y)$,则(1),(2)分别可化为

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y) f_Y(y) \, dy$$

和

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx$$

这两个公式称为 f_X 和 f_Y 的卷积公式,记为 f_X*f_Y ,即

$$f_X * f_Y = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - y) f_Y(y) \, dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z - x) \, dx$$

定理 3.2 有限个相互独立的正态随机变量的线性组合仍然服从正态分布

定义 3.10 ($Z=\frac{Y}{X}$ 分布、Z=XY的分布) 设(X,Y)是二维连续型随机变量,它具有概率密度 f(x,y),则 $Z=\frac{Y}{X}$,Z=XY仍为连续型随机变量,其概率密度分别为

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x, xz) dx;$$
(3)

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx. \tag{4}$$

又若X和Y相互独立,设(X,Y)关于X,Y的边缘密度分别为 $f_X(x),f_Y(y)$,则(3)可化为

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) f_Y(xz) dx$$

(4)可化为

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f_X(x) f_Y(\frac{z}{x}) dx$$

定义 3.11 ($M = \max\{X,Y\}$ 分布及 $N = \min\{X,Y\}$ 分布) 设X,Y 是两个相互独立的随机变量,它们的分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$,可得 $M = \max\{X,Y\}$ 的分布函数为

$$F_{\text{max}}(z) = F_X(z)F_Y(z)$$

类似地,可得到 $N = \min\{X,Y\}$ 的分布函数为

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$$

以上结果容易推广到n个相互独立的随机变量的情况。设 X_1,X_2,\cdots,X_n 是n个相互独立的随机变量,它们的分布函数分别为 $F_{X_i}(x_i)(i=1,2,\cdots,n)$,则 $M=\max\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$ 及 $N=\min\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$ 的分布函数分别为

$$F_{\max}(z) = F_{X_1}(z)F_{X_2}(z)\cdots F_{X_n}(z)$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)][1 - F_{X_2}(z)]\cdots [1 - F_{X_n}(z)]$$

特别地,当 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立且具有相同分布函数F(x)时有

$$F_{\max}(z) = [F(z)]^n$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$$

4 随机变量的数字特征

4.1 数学期望

定义 4.1 (数学期望) 设离散型随机变量X的分布律为 $P\{X=x_k\}, k=1,2,\cdots$.若级数 $\sum_{k=1}^{\infty}x_kp_k$

绝对收敛,则称级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ 的和为随机变量X的**数学期望**,记为E(X),即

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

设连续型随机变量X的概率密度为f(x),若积分 $\int_{-\infty}^{\infty}xf(x)\,dx$ 绝对收敛,则称积分 $\int_{-\infty}^{\infty}xf(x)\,dx$ 的值为随机变量X的数学期望,记为E(X),即

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

数学期望E(X)完全由随机变量X的概率分布所确定。

定理 4.1 设Y是随机变量X的函数: Y = g(X) (g是连续函数)

(i) 如果X是离散型随机变量,它的分布律为 $P=\{X=x_k\}=p_k, k=1,2,\cdots$,若 $\sum_{k=1}^{\infty}g(x_k)p_k$ 绝对收敛,则有

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

(ii) 如果X是连续型随机变量,它的概率密度为f(x),若 $\int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) dx$ 绝对收敛,则有

$$E(Y) = E[g(x)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) dx$$

上述定理还可以推广到两个或两个以上随机变量的函数的情况。

例如设Z是随机变量X,Y的函数Z=g(X,Y)(g是连续函数),那么,Z是一个一维随机变量。若二维随机变量(X,Y)的概率密度为f(x,y),则有

$$E(Z) = E[g(X,Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y)f(x,y) \, dx \, dy$$

这里设上式右边的积分绝对收敛。又若(X,Y)为离散型随机变量,其分布律为 $P=\{X=x_i,Y=y_i\}=p_{ij},i,j=1,2,\cdots$,则有

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

这里设上式右边的级数绝对收敛。

定理 4.2 数学期望的性质:

 1° 设C是常数,则有E(C)=C

 2° 设X是一个随机变量, C是常数, 则有

$$E(CX) = CE(X)$$

 3° 设X,Y是两个随机变量,则有

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

这一性质可以推广到任意有限个随机变量之和的情况 4°设X,Y是两个相互独立的随机变量,则有

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

这一性质可以推广到任意有限个相互独立的随机变量之积的情况

4.2 方差

定义 **4.2** (方差) 设X是一个随机变量,若 $E\{[X-E(X)]^2\}$ 存在,则称 $E\{[X-E(X)]^2\}$ 为X的方差,记为D(X)或Var(X),即

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

在应用上还引入量 $\sqrt{D(X)}$,记为 $\sigma(X)$,称为标准差或均方差。

对于离散型随机变量,有

$$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 p_k$$

其中 $P = \{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots 是 X$ 的分布律

对于连续型随机变量, 有

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx$$

其中f(x)是X的概率密度

随机变量X的方差可按下列公式计算

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

定理 4.3 方差的性质:

 1° 设C是常数,则D(C)=0

 2° 设X是随机变量, C是常数, 则有

$$D(CX) = C^2 D(X) \qquad D(X+C) = D(X)$$

 3° 设X,Y是两个随机变量,则有

$$D(X + Y) = D(X) + D(Y) + 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

特别地, 若X, Y相互独立, 则有

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y)$$

这一性质可以推广到任意有限多个相互独立的随机变量之和的情况 4° D(X) = 0的充要条件是X以概率1取常数E(X), 即

$$P\{X = E(X)\} = 1$$

定理 4.4 (切比雪夫(Chebyshev)不等式) 设随机变量X具有数学期望 $E(X) = \mu$, 方差 $D(X) = \sigma^2$, 则对于任意整数 ε , 有不等式

$$P\{|X - \mu| \ge \varepsilon\} \le \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

也可写为

$$P\{|X-\mu|<\varepsilon\}\geq 1-\frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

4.3 协方差及相关系数

定义 4.3 (协方差、相关系数) 量 $E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\}$ 称为随机变量X与Y的协方差,记为Cov(X,Y),即

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

而

$$\rho_{XY} = \frac{\operatorname{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

称为随机变量的X和Y的相关系数。

协方差的计算公式:

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2\operatorname{Cov}(X,Y) \qquad \operatorname{Cov} = E(X,Y) - E(X)E(Y)$$

定理 4.5 协方差的性质:

- 1. Cov(aX, bY) = abCov(X, Y), a, b是常数;
- 2. $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$

定理 4.6 ρ_{XY} 的性质:

- 1. $|\rho_{XY}| \leq 1$
- 2. $|\rho_{XY}| = 1$ 的充要条件是,存在常数a, b,使得 $P\{Y = a + bX\} = 1$

 ρ_{XY} 是一个可以用来表征X,Y之间线性关系紧密程度的量,当 $|\rho_{XY}|$ 较大时,X,Y线性相关程度较好,当 $|\rho_{XY}|$ 较小时,X,Y线性相关程度较差,当 $|\rho_{XY}|$ = 0时,称X和Y不相关。

4.4 矩、协方差矩阵

定义 4.4 设X和Y是随机变量。

若

$$E(X^k)$$
 $k=1,2,\cdots$

存在,则称它为X的k阶原点矩,简称k阶矩.

若

$$E\{[X - E(X)]^k\}$$
 $k = 2, 3, \cdots$

存在,则称它为X的k阶中心矩.

若

$$E\{[X - E(X)]^k [Y - E(Y)]^l\}$$
 $k, l = 1, 2, \cdots$

存在,则称它为X和Y的k+l阶混合中心矩.

定义 **4.5** (协方差矩阵) 先以二维随机变量为例。二维随机变量 (X_1, X_2) 有四个二阶中心矩(设它们都存在),分别记为

$$c_{11} = E\{[X_1 - E(X_1)]^2\}$$

$$c_{12} = E\{[X_1 - E(X_1)][X_2 - E(X_2)]\}$$

$$c_{21} = E\{[X_2 - E(X_2)][X_1 - E(X_1)]\}$$

$$c_{22} = E\{[X_2 - E(X_2)]^2\}$$

将它们排成矩阵的形式

$$\left(\begin{array}{cc} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{array}\right)$$

这个矩阵称为随机变量 (X_1, X_2) 的协方差矩阵。

设n维随机变量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的二阶混合中心矩 $c_{ij} = \text{Cov}(X_i, X_j) = E\{[X_i - E(X_i)][X_j - E(X_i)]\}, i, j = 1, 2, \cdots, n$ 都存在,则称矩阵

$$C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & \cdots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & c_{nn} \end{pmatrix}$$

为n维随机变量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的**协方差矩阵**,该矩阵是一个对称矩阵。

5 大数定律及中心极限定理

5.1 大数定律

定理 5.1 (弱大数定理(辛钦大数定理)) 设 X_1, X_2, \cdots 是相互独立的,服从同一分布的随机变量序列,且具有数学期望 $E(X_k) = \mu(k=1,2,\cdots)$ 。作前n个变量的算数平均 $\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k$,则对于任意 $\varepsilon>0$,有

$$\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} X_k - \mu \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

定义 5.1 设 $Y_1, Y_2, \cdots, Y_n, \cdots$ 是一个随机变量序列,a是一个常数。若对于任意正数 ε ,有

$$\lim_{n \to \infty} P\{|Y_n - a| < \varepsilon\} = 1$$

则称序列 $Y_1, Y_2, \cdots, Y_n, \cdots$ 依概率收敛于a, 记为

$$Y_n \xrightarrow{P} a$$

定理 5.2 (弱大数定理(辛钦大数定理)) 设随机变量 X_1,X_2,\cdots 相互独立,服从同一分布,且具有数学期望 $E(X_k)=\mu(k=1,2,\cdots)$,则序列 $\overline{X}=\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n X_k$ 依概率收敛于 μ ,即 $\overline{X}\stackrel{P}{\longrightarrow}a$

定理 5.3 (伯努利大数定理) 设 f_A 是n次独立重复试验中事件A发生的次数,p是事件A在每次试验中发生的概率,则对于任意正数 $\varepsilon > 0$,有

$$\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{f_A}{n} - p \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

或

$$\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{f_A}{n} - p \right| \ge \varepsilon \right\} = 0$$

5.2 中心极限定理

定理 5.4 (独立同分布的中心极限定理) 设随机变量 $X_1, X_2, \cdots, X_n, \cdots$ 相互独立,服从同一分布,且具有数学期望和方差: $E(X_k) = \mu, D(X_k) = \sigma^2 > 0 (k=1,2,\cdots)$,则随机变量之和 $\sum_{k=1}^n X_k$ 的标准化变量

$$Y_{n} = \frac{\sum_{k=1}^{n} X_{k} - E(\sum_{k=1}^{n} X_{k})}{\sqrt{D(\sum_{k=1}^{n} X_{k})}} = \frac{\sum_{k=1}^{n} X_{k} - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$$

的分布函数 $F_n(x)$ 对于任意x满足

$$\lim_{n \to \infty} F_n(x) = \lim_{n \to \infty} P\left\{ \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \le x \right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \Phi(x)$$

评论 该定理表明,均值为 μ ,方差为 $\sigma^2 > 0$ 的独立同分布的随机变量 X_1, X_2, \cdots, X_n 之和 $\sum_{k=1}^n X_k$ 的标准化变量,当n充分大时,有

$$\frac{\sum_{k=1}^{n} X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \sim N(0,1)$$

也可改写为

$$\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$
 $\dot{\mathbf{X}}$ $\overline{X} \sim N(\mu, \sigma^2 / n)$

定理 5.5 (李雅普诺夫(Lyapunov)定理) 设随机变量 $X_1, X_2, \cdots, X_n, \cdots$ 相互独立,它们具有数学期望和方差 $E(X_k) = \mu, D(X_k) = \sigma_k^2 > 0, k = 1, 2, \cdots$,记 $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$ 。若存在整数 δ ,使得当 $n \to \infty$ 时,

$$\frac{1}{B_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^n E\{|X_k - \mu_k|^{2+\delta}\} \to 0,$$

则随机变量之和 $\sum_{k=1}^{n} X_k$ 的标准化变量

$$Z_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - E(\sum_{k=1}^n X_k)}{\sqrt{D(\sum_{k=1}^n X_k)}} = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n \mu_k}{B_n}$$

的分布函数 $F_n(x)$ 对任意x,满足

$$\lim_{n \to \infty} F_n(x) = \lim_{n \to \infty} P\left\{ \frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n \mu_k}{B_n} \le x \right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \Phi(x)$$

评论 该定理表明, 在定理的条件下, 随机变量

$$Z_n = \frac{\sum_{k=1}^{n} X_k - \sum_{k=1}^{n} \mu_k}{B_n}$$

当n很大时,近似地服从正态分布N(0,1)。由此,当n很大时, $\sum_{k=1}^{n} X_k = B_n Z_n + \sum_{k=1}^{n} \mu_k$ 近似地

服从正态分布 $N(\sum_{k=1}^{n}\mu_{k},B_{n}^{2})$ 。这也就是说,无论各个随机变量 $X_{k}(k=1,2,\cdots)$ 服从什么分布,

只要满足定理的条件,那么它们的和 $\sum_{k=1}^{n} X_k$ 当n很大时,就近似地服从正态分布。

定理 5.6 (棣莫弗-拉普拉斯(De Moivre-Laplace)定理) 设随机变量 $\eta_n(n=1,2,\cdots)$ 服从参数为n,p(0< p<1)的二项分布,则对于任意x,有

$$\lim_{n \to \infty} P\left\{ \frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \le x \right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \Phi(x)$$

评论 该定理表明,正态分布时二项分布的极限分布。当n充分大时,可以用该定理计算二项分布的概率。

6 样本及抽样分布

6.1 随机样本

定义 6.1 设X是具有分布函数F的随机变量,若 X_1, X_2, \cdots, X_n 是具有同一分布函数F的、相互独立的随机变量,则称 X_1, X_2, \cdots, X_n 为从分布函数F(或总体F、或总体X)得到的容量为n的简单随机样本,简称样本,它们的观察值 x_1, x_2, \cdots, x_n 称为 样本值,又称为X的n个独立的观察值。

由定义得: X_1, X_2, \cdots, X_n 为F的一个样本,则 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立,且它们的分布函数都是F,所以 X_1, X_2, \cdots, X_n 的分布函数为

$$F^*(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

又若X具有概率密度f,则 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的概率密度为

$$f^*(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

6.2 直方图和箱线图

直方图和箱线图的定义及画法略。

6.3 抽样分布

定义 6.2

定义 6.3 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体X的一个样本, $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,若g中不含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一统计量。

因为 X_1, X_2, \cdots, X_n 都是随机变量,而统计量 $g(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 是随机变量的函数,因此统计量是一个随机变量. 设 x_1, x_2, \cdots, x_n 是相应于样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 的样本值,则称 $g(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ 是 $g(X_$

下面列出几个常用的统计量,设 X_1,X_2,\cdots,X_n 是来自总体X的一个样本, x_1,x_2,\cdots,x_n 是这一样本的观察值,定义

样本平均值

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

样本方差

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

样本标准差

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

样本k阶(原点)矩

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

样本k阶中心矩

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^k, \quad k = 2, 3, \dots$$

它们的观察值分别为

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n\overline{x}^2)$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}$$

$$a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i^k, \quad k = 1, 2, \dots$$

$$b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^k, \quad k = 2, 3, \dots$$

定义 6.4 (经验分布函数) 与总体分布函数 F(x) 相应的统计量——经验分布函数的做法为:设 X_1, X_2, \cdots, X_n 总体 F 的一个样本,用 $S(x), -\infty < x < \infty$ 表示 X_1, X_2, \cdots, X_n 中不大于x 的随机变量的个数.定义经验分布函数 $F_n(x)$ 为

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

定义 6.5 $(\chi^2$ 分布) 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自总体N(0,1)的样本,则称统计量

$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$$

服从自由度为n的 χ^2 分布,记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$.此处自由度是指上式右端包含的独立变量的个数。

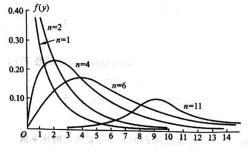


图 1: $\chi^2(n)$ 分布的概率密度图

 $\chi^2(n)$ 分布的概率密度为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2}\Gamma(n/2)} y^{n/2-1} e^{-y/2}, & y > 0 \\ 0, & \text{ 其他} \end{cases}$$

f(y)的图形如图1所示。

定理 6.1 χ^2 分布的性质:

 χ^2 分布的可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1), \chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有

$$\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$$

 χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$,则有

$$E(\chi^2) = n, \quad D(\chi^2) = 2n$$

 χ^2 **分布的上分位点** 对于给定的正数 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^\infty f(y) \, dy = \alpha$$

的点 $\chi^2_{\alpha}(n)$ 就是 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点。

定义 6.6 (t分布) 设 $X \sim N(0,1), Y \sim \chi^2(n)$, 且X, Y相互独立, 则称随机变量

$$t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$$

服从自由度为n的t分布.记为 $t \sim t(n)$.

t分布又称学生氏(Student)分布.t(n)分布的概率密度函数为

$$h(t) = \frac{\Gamma[(n+1)/2]}{\sqrt{\pi n}\Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-(n+1)/2}, -\infty < t < \infty$$

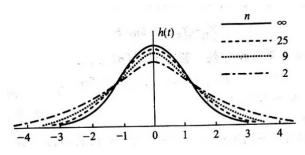


图 2: t分布的概率密度图

定义 6.7 (t分布的上分位点) 对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 满足条件

$$P\{t > t_{\alpha}(n)\} = \int_{t_{\alpha}(n)}^{\infty} h(t) dt = \alpha$$

的点 $t_{\alpha}(n)$ 就是t(n)分布的上 α 分位点。由定义及h(t)图形的对称性可知

$$t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$$

定义 6.8 (F分布) 设 $U \sim \chi^2(n_1), V \sim chi^2(n_2)$, 且U, V相互独立, 则称随机变量

$$F = \frac{U/n_1}{V/n_2}$$

服从自由度为 (n_1, n_2) 的F分布,记为 $F \sim F(n_1, n_2)$.

 $F(n_1, n_2)$ 分布的概率密度为

$$\psi(y) = \begin{cases} \frac{\Gamma[(n_1+n_2)/2](n_1/n_2)^{n_1/2}y^{(n_1/2)-1}}{\Gamma(n_1/2)\Gamma(n_2/2)[1+(n_1y/n_2)]^{(n_1+n_2)/2}}, & y > 0, \\ 0, & \sharp \, \& \end{cases}$$

 $\psi(y)$ 的图形如下图所示

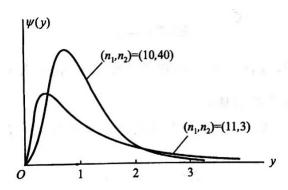


图 3: F分布的概率密度图

由定义可知, 若 $F \sim F(n_1, n_2)$, 则

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

定义 6.9 (F分布的上分位点) 对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \int_{F_{\alpha}(n_1, n_2)}^{\infty} \psi(y) \, dy = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(n_1, n_2)$ 就是 $F(n_1, n_2)$ 分布的上 α 分位点。

F分布的上 α 分布有如下的重要性质:

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

定理 6.2 设 X_1, X_2, \cdot, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \overline{X} 是样本均值, 则有

$$\overline{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

定理 6.3 设 X_1, X_2, \cdot, X_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \overline{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差,则有

$$1^{\circ} \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$
;
 $2^{\circ} \overline{X} \to S^2$ 相互独立

定理 6.4 设 X_1, X_2, \cdot, X_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \overline{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差,则有

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

定理 6.5 设 X_1, X_2, \cdot, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \cdot, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu, \sigma_2^2)$ 的样本,且这两个样本相互独立.设 $\overline{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i, \overline{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_i$ 分别是这两个样本的样本均值; $S_1^2 = \frac{1}{n_1-1} \sum_{i=1}^{n_1} \left(X_i - \overline{X}\right)^2$

$$,S_{2}^{2} = \frac{1}{n_{2}-1} \sum_{i=1}^{n_{2}} (Y_{i} - \overline{Y})^{2}$$
分别是这两个样本的样本方差,则有

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

$$0_1/0_2$$

2° 当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 时,

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

其中

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

7 参数估计

7.1 点估计

定义 7.1 点估计问题的一般提法如下: 设总体X的分布函数 $F(x;\theta)$ 的形式为已知, θ 是待估参数. X_1,X_2,\cdots,X_n 是X的一个样本, x_1,x_2,\cdots,x_n 是相应的一个样本值. 点估计问题就是要构造一个适当的统计量 $\hat{\theta}(X_1,X_2,\cdots,X_n)$,用它的观察值 $\hat{\theta}(x_1,x_2,\cdots,x_n)$ 作为未知参数 θ 的近似值。称 $\hat{\theta}(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ 为 θ 的估计量,称 $\hat{\theta}(x_1,x_2,\cdots,x_n)$ 为 θ 的估计值。在不致混淆的情况下统称估计量和估计值为估计.

定义7.2(矩估计法) 设 X 为连续型随机变量,其概率密度为 $f(x;\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_k)$,或 X 为离散型随机变量,其分布律为 $P\{X=x\}=p(x;\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_k)$,其中 $\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_k$ 为待估参数, X_1,X_2,\cdots,X_n 是来自 X 的样本.假设总体 X 的前 k 阶矩

$$\mu_l = E(X^l) = \int_{-\infty}^{\infty} x^l f(x; \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k) dx$$
 X为连续型

或

$$\mu_l = E(X^l) = \sum_{x \in R_X} x^l p(x; \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k) \quad X$$
 为 离 散 型

 $(l=1,2,\cdots,k,$ 其中 R_X 是X可能取值的范围)存在。一般来说,它们是 $\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_k$ 的函数.基于样本矩

$$A_l = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^l$$

依概率收敛于相应的总体矩 $\mu_l(l=1,2,\cdots,k)$,样本矩的连续函数依概率收敛于相应的总体矩的连续函数,我们就用样本矩作为相应的总体矩的估计量,而以样本矩的连续函数作为相应的总体矩的连续函数的估计量。这种估计方法称为**护估计法**。

矩估计法的具体做法如下:设

$$\begin{cases} \mu_1 = \mu_1(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k), \\ \mu_2 = \mu_2(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k), \\ \vdots \\ \mu_k = \mu_k(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k), \end{cases}$$

这是一个包含k个未知参数 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k$ 的联立方程组。一般来说,可以从中解出 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k$,得到

$$\begin{cases}
\theta_1 = \theta_1(\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_k), \\
\theta_2 = \theta_2(\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_k), \\
\vdots \\
\theta_k = \theta_k(\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_k),
\end{cases}$$

以 A_i 分别代替上式中的 μ_i , $i=1,2,\cdots,k$, 就以

$$\hat{\theta}_i = \theta_i(A_1, A_2, \cdots, A_k), i = 1, 2, \cdots, k$$

分别作为 θ_i , $i=1,2,\cdots,k$ 的估计量,这种估计量称为**矩估计量**,矩估计量的观察值称为**矩估计值**.

定义 7.3 (最大似然估计法) 若总体 X 属离散型,其分布律 $P\{X=x\}=p(x;\theta), \theta\in\Theta$ 的形式为已知, θ 为待估参数, Θ 是 θ 可能取值的范围.设 X_1,X_2,\cdots,X_n 是来自X 的样本,则 X_1,X_2,\cdots,X_n 联合分布律为

$$\prod_{i=1}^{n} p(x_i; \theta)$$

又设 x_1, x_2, \cdots, x_n 是相应于样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 的一个样本值.易知样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 取到观察值 x_1, x_2, \cdots, x_n 的概率,亦即事件 $\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \cdots, X_n = x_n\}$ 发生的概率为

$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^{n} p(x_i; \theta), \theta \in \Theta$$

这一概率随 θ 的取值而变化,它是 θ 的函数, $L(\theta)$ 称为样本的**似然函数**。(注意,这里 x_1, x_2, \dots, x_n 是已知的样本值,它们都是常数).

由费希尔引进的最大似然估计法,就是固定样本观察值 x_1, x_2, \cdots, x_n , 在 θ 取值的可能范围 Θ 内挑选使似然函数 $L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$ 达到最大的参数值 $\hat{\theta}$, 作为参数 θ 的估计值.即取 $\hat{\theta}$ 使

$$L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \hat{\theta}) = \max_{\theta \in \Theta} L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$$

这样得到的 $\hat{\theta}$ 与样本值 x_1, x_2, \cdots, x_n 有关,常记为 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$,称为参数 θ 的最大似然估计值,而相应的统计量 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 称为参数 θ 的最大似然估计量.

若总体X属连续型, 其概率密度 $f(x;\theta),\theta\in\Theta$ 的形式已知, θ 为待估参数, Θ 是 θ 可能取值的范围.设 X_1,X_2,\cdots,X_n 是来自X的样本,则 X_1,X_2,\cdots,X_n 的联合密度为

$$\prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta)$$

设 x_1, x_2, \cdots, x_n 是相应于样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 的一个样本值,则随机点 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 落在点 (x_1, x_2, \cdots, x_n) 的邻域(边长分别为 dx_1, dx_2, \cdots, dx_n 的n维立方体)内的概率近似地为

$$\prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) \, dx_i \tag{1}$$

其值随 θ 的取值而变化。与离散型的情况一样,取 θ 的估计值 $\hat{\theta}$ 使概率(1)取到最大值,但因子 $\prod_{i=1}^n dx_i$ 不随 θ 而变,故只考虑函数

$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

的最大值.这里 $L(\theta)$ 称为样本的**似然函数**.若

$$L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta) = \max_{\theta \in \Theta} L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$$

则称 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 θ 的最大似然估计值,称 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 θ 的最大似然估计量。

8 假设检验

9 方差分析及回归分析