概率论与数理统计笔记

衔瑜1

2021年12月16日

¹Email: fish233yeah@163.com

目录

1	知识	只点总结	1
	1.1	随机事件及其概率	1
		1.1.1 基本知识	1
	1.2	计算事件的概率	2
		1.2.1 部分公式	2
	1.3	随机变量及其分布	2
		1.3.1 几种离散型随机变量分布律	2
		1.3.2 几种连续型随机变量分布律	3
		1.3.3 完整概率分布表	3
	1.4	多维随机变量及其分布	5
		1.4.1 边缘分布	5
		1.4.2 条件分布	5
		1.4.3 二维随机变量独立性	5
		1.4.4 二维随机变量函数 $Z = g(X, Y)$ 的分布	6
		1.4.5 二维均匀分布及二维正态分布的性质	6
	1.5	随机变量的数字特征	7
		1.5.1 期望定义	7
		1.5.2 方差定义	8
		1.5.3 期望与方差的性质 1	10
		1.5.4 协方差与相关系数 1	10
		/ — · · · / · — / — / — / — /	11
		1.5.6 其他	11
	1.6	大数定律与中心极限定理	11
		1.6.1 依概率收敛 1	11
		1.6.2 大数定律	12
		1.6.3 中心极限定理 1	12
	1.7	样本及抽样分布 1	13
		1.7.1 基本定义	13
		172 Γ函数	14

iv				目录
		1.7.3	抽样分布	. 14
		1.7.4	抽样分布样本均值和方差的分布	. 18
	1.8	参数估	5计	. 19
		1.8.1	矩估计	. 19
		1.8.2	极大似然估计	. 20
		1.8.3	估计量无偏性、有效性、一致性	. 21
		1.8.4	正态总体参数的区间估计	. 21
2	解题	笔记		25
	2.1	多维随	5机变量及其分布	. 25
	2.2	随机变	E量的数字特征	. 25

Chapter 1

知识点总结

1.1 随机事件及其概率

1.1.1 基本知识

- 1. **样本空间与样本点**:对于随机事件E,它的所有可能结果组成的集合即为E的样本空间,通常记为S;而样本空间中的元素(即E的每个结果)则称为样本点
- 2. 摩根率 (対偶率): $\overline{A+B} = \overline{A}\overline{B}$, $\overline{AB} = \overline{A} + \overline{B}$
- 3. 排列组合公式: $A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$, $C_n^m = \frac{A_n^m}{m!}$ 。此外我们有: $C_n^m = C_n^{n-m}$ 和 $C_n^m = C_{n-1}^m + C_{n-1}^{m-1}$
- 4. **条件概率**: 称 $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$ 为事件B在事件A发生的条件下发生的概率。而对于多个事件 B_1, B_2, \cdots ,若它们为两两互不相容的事件,则我们有 $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i | A\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i | A)$
- 5. **全概率公式**:设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 $P(B_i) > 0$,则有:

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

6. 贝叶斯公式:设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, $P(B_i) > 0$,则有:

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

- 7. **事件独立定义**:设 A_1, A_2, \cdots, A_n 为n个事件,若对于其中任意2个、任意3个、 \cdots 、任意n个事件的积事件的概率都等于各事件概率之积,则称事件 A_1, A_2, \cdots, A_n 相互独立
- 8. 若非负实数 k_1, k_2, \dots, k_n 满足 $k_1 + k_2 + \dots + k_n = 1$,则分布函数 $F_1(x), F_2(x), \dots, F_n(x)$ 的 线性组合 $F(x) = k_1 F_1(x) + k_2 F_2(x) + \dots + k_n F_n(x)$ 仍为某一随机变量的分布函数

1.2 计算事件的概率

1.2.1 部分公式

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

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

$$P(A + B + C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC)$$

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) - \sum_{1 \le i < j \le n} P(A_i A_j) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

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

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1) P(A_2 A_1) P(A_3 A_1 A_2) \dots P(A_n A_1 A_2 \dots A_{n-1})$$

1.3 随机变量及其分布

1.3.1 几种离散型随机变量分布律

1. **两点分布**: 又称为伯努利分布、(0-1)分布,随机变量X只可能取0和1两个值,分布律为:

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

2. 二项分布:设试验E只有两个可能的结果A和 \overline{A} ,P(A) = p,则称E为伯努利试验,我们将试验E独立重复n次的话则称其为n重伯努利试验。现在假设我们用X表示n重伯努利试验中事件A发生的次数,则其符合二项分布,记为 $X \sim b(n,p)$ 或 $X \sim B(n,p)$,分布律为:

$$P\{X=k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k=0,1,2,\cdots,n$$

3. **泊松分布**: 设随机变量X所有可能取的值为 $0,1,2,\cdots$,分布率为:

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

其中 $\lambda > 0$,此时我们称随机变量X服从参数为 λ 的泊松分布,记为 $X \sim \pi(\lambda)$ 或 $X \sim P(\lambda)$ 。此外,若我们记 $np_n = \lambda$,我们还有泊松定理:

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

4. **几何分布**:设在伯努利试验中事件A发生的概率为p,若记事件A首次发生时的经历的试验总次数为X,则我们称随机变量X服从参数为p的几何分布,分布律为:

$$P\{X = k\} = pq^{k-1}, \quad k = 1, 2, \cdots$$

5. **超几何分布**:设在N个物品中有 N_1 个次品,从中任取 $n(1 \le n \le N_1)$ 个,设X为这n个物品中的次品的数量,则随机变量X服从超几何分布,分布律为:

$$P\{X = k\} = \frac{C_{N_1}^k C_{N-N_1}^{n-k}}{C_N^n}$$

1.3.2 几种连续型随机变量分布律

1. 均匀分布: 记为 $X \sim U(a,b)$

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

2. **指数分布**:记服从参数 $\lambda > 0$ 的指数分布为 $X \sim E(\lambda)$ 或 $X \sim Exp(\lambda)$

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \ge 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$
$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \ge 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

指数分布具有无记忆性,即:

$$P(X > s + t | X > s) = P(X > t)$$

3. **正态分布**: 又叫做高斯分布,记服从参数 μ , σ (σ > 0)的正态分布为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

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

当 $\mu = 0$, $\sigma = 1$ 时称随机变量X服从标准正态分布,其概率密度函数和分布函数为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < \infty$$
$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt, \quad -\infty < x < \infty$$

正态分布有如下几个性质:

- (a) 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的数学期望为 μ ,方差为 σ^2
- (b) 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Y = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$
- (c) 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Y = aX + b \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$, $a \neq 0$
- (d) 若 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, $(i = 1, 2, \dots, n)$, 且 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立,则其线性组合 $Y = a_1 X_1 \pm a_2 X_2 \pm \dots \pm a_n X_n$ 仍服从正态分布,且有

$$Y \sim N \left(a_1 \mu_1 \pm a_2 \mu_2 \pm \dots \pm a_n \mu_n, a_1^2 \sigma_1^2 + a_2^2 \sigma_2^2 + \dots + a_n^2 \sigma_n^2 \right)$$

1.3.3 完整概率分布表

分布	参数	分布律或概率密度函数	期望	方差
(0-1)分布	0	$P\{X = k\} = p^k (1-p)^{1-k}, k = 0, 1$		p(1-p)
(0-1))) 1		$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$	p	p(1-p)
二项分布	$n \ge 1$ 0		np	np(1-p)
负二项分布	$r \ge 1$	$k = 0, 1, 2, \dots, n$ $P\{X = k\} = C_{k-1}^{r-1} p^r (1-p)^{k-r}$		(1)
			$\frac{r}{r}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$
(帕斯卡分布)	0 < p < 1	$k = r, r + 1, \cdots$ $P\{X = k\} = p(1 - p)^{k-1}$	p	
几何分布	0	$k = 1, 2, \cdots$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
	N, M, n	$P\left\{X=k\right\} = \frac{C_M^k \cdot C_{N-M}^{n-k}}{C_N^k}$		
超几何分布	$(M \le N)$	$P\{X=k\} = \frac{C_N^k}{C_N^k}$	$\frac{nM}{N}$	$\frac{nM}{N}\left(1-\frac{M}{N}\right)\left(\frac{N-n}{N-1}\right)$
	$(n \le N)$	$\max\{0, n - N + M\} \le k \le \min\{n, M\}$	IN IN	N (N)(N-1)
泊松分布	λ > 0	$P\left\{X=k\right\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$	λ	λ
101423 16	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	k = 0.1.2		, A
		$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \end{cases}$	$a \perp b$	$(h-a)^2$
均匀分布	a < b	$f(x) = \begin{cases} b - a \end{cases}, u < x < b \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
		(0, else		12
正态分布	$\begin{array}{c c} \mu \\ \sigma > 0 \end{array}$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ	σ^2
	$\alpha > 0$	$\left(\frac{1}{x^{\alpha-1}}e^{-\frac{x}{\beta}}, x>0\right)$		
Γ分布	$\beta > 0$	$f(x) = \begin{cases} \beta^{\alpha} \Gamma(\alpha) \\ 0 \end{cases}$	αβ	$\alpha \beta^2$
Hall II -t-	p > 0	U, else		
指数分布	$\lambda > 0$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \ge 0 \end{cases}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
(负指数分布)		0, x < 0	λ	λ²
χ^2 分布	$n \ge 1$	$f(x) = \begin{cases} b - a & \text{if } x < b \\ 0 & \text{olse} \end{cases}$ $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{olse} \end{cases}$ $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{if } x \geq 0 \\ 0, & \text{if } x < 0 \end{cases}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}}\Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}, & \text{if } x > 0 \end{cases}$	n	2 <i>n</i>
		0, else		
韦布尔分布	$ \begin{aligned} \eta &> 0 \\ \beta &> 0 \end{aligned} $	$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{x}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^{\beta}}, & x > 0 \end{cases}$	$\eta\Gamma\left(\frac{1}{\beta}+1\right)$	
	ρνο	(0, else		(" ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' '
瑞利分布	$\sigma > 0$	$f(x) = \begin{cases} \eta \left(\eta \right) & \text{o,} & \text{else} \\ 0, & \text{else} \end{cases}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}, & x > 0 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}, & 0 < x < 1 \end{cases}$	$\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma$	$\frac{4-\pi}{2}\sigma^2$
		$\Gamma(\alpha+\beta)$		
β分布	$\alpha > 0$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}, & 0 < x < 1 \end{cases}$	$\frac{\alpha}{\alpha + \beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$
,	$\beta > 0$	0, else	$\alpha + \beta$	$(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)$
对数正态分布	$\mu \\ \sigma > 0$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, & x > 0 \end{cases}$	$e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$	$e^{2\mu+\sigma^2}\left(e^{\sigma^2}-1\right)$
	а	$\begin{pmatrix} 0, & else \end{pmatrix}$	<i></i>	**
柯西分布	<i>λ</i> > 0	$f(x) = \frac{\pi}{\pi} \cdot \frac{\lambda^2 + (x - a)^2}{\lambda^2 + (x - a)^2}$	小 存在	不存在
t分布	<i>n</i> ≥ 1	$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$	0, <i>n</i> > 1	$\frac{n}{n-2}, n > 2$
F分布	n_1, n_2	$f(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\lambda}{\lambda^2 + (x - a)^2}$ $f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n_1 + n_2}{2}\right) \cdot \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}} \cdot x^{\frac{n_1}{2} - 1}}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right) \cdot \Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right) \cdot \left(1 + \frac{n_1}{n_2}x\right)^{\frac{n_1 + n_2}{2}}}, x > 0 \\ 0, else \end{cases}$	$\frac{n_2}{n_2 - 2}$ $n_2 > 2$	$\frac{2n_2^2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 (n_2 - 2)^2 (n_2 - 4)}$ $n_2 > 4$

表 1.1: 概率分布表

1.4 多维随机变量及其分布

1.4.1 边缘分布

1. 离散型随机变量边缘分布:

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

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

2. 连续型随机变量边缘分布:

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

1.4.2 条件分布

1. 离散型随机变量条件分布:

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{ij}}$$

$$P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{ij}}$$

2. 连续型随机变量条件分布:

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

1.4.3 二维随机变量独立性

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,则随机变量X和Y相互独立的两个相互等价的条件为:

(a)
$$F(x, y) = F_X(x) F_Y(y)$$
在平面上恒成立

(b)
$$f(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$$
在平面上几乎处处成立

当随机变量X和Y相互独立时,显然我们有:

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

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

即二维随机变量X,Y相互独立的充要条件为X,Y的所有条件分布都与其边缘分布相同

- 2. 设多维随机变量 (X_1, X_2, \cdots, X_m) 和 (Y_1, Y_2, \cdots, Y_n) 相互独立,则 X_i 和 Y_j 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. 独立一定不相关,不相关不一定独立

1.4.4 二维随机变量函数Z = g(X, Y)的分布

1. 离散型随机变量函数概率分布计算:

$$P(Z = z_k) = P(g(X, Y) = z_k) = \sum_{g(x_i, y_j) = z_k} p_{ij}$$

2. 连续型随机变量函数概率分布计算:

$$P(Z = z) = P(g(X, Y) \le z) = P((X, Y) \in G) = \iint_G f(x, y) dxdy$$

其中 $G = \{(x, y) | g(x, y) \le z\}$

1.4.5 二维均匀分布及二维正态分布的性质

- 1. 二维均匀分布
 - (a) 定义:

设G为平面上的有界区域,面积为S(G),若二维随机变量(X,Y)在G上服从均匀分布,则

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{S(G)}, & (x,y) \in G \\ 0, & else \end{cases}$$

记为 $(X,Y) \sim U(G)$

- (b) 性质:
 - i. 设矩形区域为 $G = \{(x,y) | a \le x \le b, c \le y \le d\}$,则二维随机变量(X,Y)在矩形区域G上服从均匀分布的充分必要条件为X,Y分别在(a,b),(c,d)上分别服从均匀分布
- 2. 二维正态分布
 - (a) 定义:
 - 二维随机变量(X,Y)在平面上服从二维正态分布,则

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]}$$

记为 $(X,Y) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$

- (b) 性质:
 - i. 对于二维正态随机变量(X,Y),X和Y相互独立的充分必要条件为 $\rho=0$
 - ii. 二维正态随机变量(*X*, *Y*) ~ $N\left(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho\right)$ 的边缘密度函数 $f_X(x)$ 与 $f_Y(y)$ 与 ρ 的取值无关,恒为

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$$

即若(X,Y)服从二维正态分布,则X和Y都服从一维正态分布

- iii. 若X和Y都服从一维正态分布,且X和Y相互独立,则(X, Y)服从二维正态分布
- iv. (X,Y)服从二维正态分布的充分必要条件为X和Y的任意线性组合 l_1X+l_2Y (l_1,l_2 不全为零)均服从一维正态分布
- v. (正态变量线性变换不变性) 若(X,Y)服从二维正态分布, 记随机变量

$$U = aX + bY$$
, $V = cX + dY$, $\exists \begin{vmatrix} a & b \\ c & d \end{vmatrix} \neq 0$

则(U, V)也服从二维正态分布

1.5 随机变量的数字特征

1.5.1 期望定义

- 1. 定义:
 - (a) 对于离散型随机变量X,设分布律为 $P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \cdots$,若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ 绝对收敛,则X的期望定义为

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

(b) 对于连续型随机变量X,设概率密度函数为f(x),若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$ 绝对收敛,则X的期望定义为

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

2. 一维随机变量函数期望:

设函数g(x)连续,则随机变量Y = g(X)的期望如下

(a) 对于离散型随机变量X,设分布律为 $P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \cdots$,若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$ 绝对收敛,则有

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

(b) 对于连续型随机变量X,设概率密度函数为f(x),若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$ 绝对收敛,则有

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

3. 二维随机变量函数期望:

设函数g(x,y)连续,则随机变量Z = g(X,Y)的期望如下

(a) 对于二维离散型随机变量(X,Y),设分布律为 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \cdots$,若级数 $\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij}$ 绝对收敛,则有

$$E\left(Z\right) = E\left[g\left(X,Y\right)\right] = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g\left(x_{i},y_{j}\right) p_{ij}$$

特别地,我们有

$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} x_i p_{ij} = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_{i.}$$
$$E(Y) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} y_j p_{ij} = \sum_{j=1}^{\infty} y_j p_{\cdot j}$$

(b) 对于连续型随机变量(X,Y),设概率密度函数为f(x,y),若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x,y) f(x,y) dxdy$ 绝对收敛,则有

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

特别地,我们有

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

1.5.2 方差定义

1. 定义: 随机变量X的期望存在时若 $E[X - E(X)]^2$ 也存在,则有

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

而标准差定义为

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$$

(a) 对于离散型随机变量X,设分布律为 $P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \cdots$,若其期望E(X)存在, $\sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 p_k$ 绝对收敛,则X的方差定义为

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

(b) 对于连续型随机变量X,设概率密度函数为f(x),若其期望E(X)存在, $\int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx$ 绝对收敛,则X的方差定义为

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

2. 一维随机变量函数方差:

设函数g(x)连续,则随机变量Y = g(X)的方差为

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

(a) 对于离散型随机变量X,设分布律为 $P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \cdots$,若其期望E(X)存在, $\sum_{k=1}^{\infty} [g(x_k) - E(X)]^2 p_k$ 绝对收敛,则X的方差定义为

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

(b) 对于连续型随机变量X,设概率密度函数为f(x),若其期望E(X)存在, $\int_{-\infty}^{+\infty} \left[g(x) - E(X) \right]^2 f(x) dx$ 绝对收敛,则X的方差定义为

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

3. 二维随机变量函数方差:

设函数g(x,y)连续,则随机变量Z = g(X,Y)的方差为

(a) 对于二维离散型随机变量(*X*, *Y*),设分布律为 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \cdots$,若级数 $\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \{g(x_i, y_j) - E[g(X, Y)]\}^2 p_{ij}$ 绝对收敛,则有

$$D(Z) = D[g(X, Y)] = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \{g(x_i, y_j) - E[g(X, Y)]\}^2 p_{ij}$$

特别地,我们有

$$D(X) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} [x_i - E(X)]^2 p_{ij} = \sum_{i=1}^{\infty} [x_i - E(X)]^2 p_{ii}$$
$$D(Y) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} [y_j - E(Y)]^2 p_{ij} = \sum_{j=1}^{\infty} [y_j - E(Y)]^2 p_{jj}$$

(b) 对于连续型随机变量(X,Y),设概率密度函数为f(x,y),若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x,y) f(x,y) dxdy$ 绝对收敛,则有

$$D(Z) = D[g(X,Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \{g(x,y) - E[g(X,Y)]\}^2 f(x,y) dxdy$$

特别地,我们有

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(X)]^2 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(X)]^2 f_X(x) dx$$
$$D(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} [y - E(Y)]^2 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} [y - E(Y)]^2 f_Y(y) dy$$

1.5.3 期望与方差的性质

- 1. $E(kX \pm c) = kE(X) \pm c$, $D(kX \pm c) = k^2D(X)$
- 2. $E(X_1 \pm X_2) = E(X_1) \pm E(X_2)$, $D(X_1 \pm X_2) = D(X_1) + D(X_2) \pm Cov(X_1, X_2)$
- 3. 若X与Y不相关,则有

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

4. 若X与Y相互独立,则有

$$D(XY) = D(X)D(Y) + [E(X)]^{2}D(Y) + [E(Y)]^{2}D(X)$$

5. 若X与Y相互独立,g(x)和h(x)是两个连续函数,则U = g(X)和V = h(Y)也都是随机变量,且U和V相互独立

1.5.4 协方差与相关系数

- 1. 定义:
 - (a) 协方差Cov(X,Y)定义为:

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

i. 二维离散型随机变量协方差:

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

ii. 二维连续型随机变量协方差:

$$Cov(X,Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(X)] [y - E(Y)] f(x,y) dxdy$$

(b) 相关系数 ρ_{XY} 定义为:

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

- 2. 协方差性质:
 - (a) Cov(X, Y) = Cov(Y, X)
 - (b) Cov(X, k) = 0, Cov(k, Y) = 0
 - (c) $Cov(aX \pm b, cY \pm d) = ac Cov(X, Y)$
 - (d) $Cov(X_1 \pm X_2, Y) = Cov(X_1, Y) \pm Cov(X_2, Y)$
- 3. 相关系数性质:

- (a) $|\rho_{XY}| \le 1$
- (b) $|\rho_{XY}| = 1$ 的充要条件是,存在常数a,b使

$$P\{Y = aX + b\} = 1$$

成立(即相关系数描述的是随机变量的线性相关性, $\rho_{XY} = 0$ 时即表示X, Y不相关)

1.5.5 矩与协方差矩阵

- 1. 矩定义:
 - (a) k阶原点矩: $E(X^k)$
 - (b) k阶中心矩: $E\{[X-E(X)]^k\}$
 - (c) k + l阶混合矩: $E(X^kY^l)$
 - (d) k + l阶混合中心矩: $E\left\{[X E(X)]^k \left[Y E(Y)\right]^l\right\}$
- 2. **协方差矩阵定义:** 设n维随机变量(X_1, X_2, \dots, X_n)的协方差

$$c_{ij} = c_{ji} = \text{Cov}\left(X_i, X_j\right)$$

均存在,则称矩阵

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

为n维随机变量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的协方差矩阵,显然协方差矩阵为一个对称矩阵

1.5.6 其他

1. 切比雪夫不等式: 设随机变量X具有数学期望 $E(X) = \mu$,方差 $D(X) = \sigma^2$,则对于任意正数 ε ,我们有下述不等式成立:

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

1.6 大数定律与中心极限定理

1.6.1 依概率收敛

1. **定义**:设 X_1, X_2, \cdots 是一个随机变量序列,a是一个常数,若对于任意 $\varepsilon > 0$,有

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

则称序列 X_1, X_2, \cdots 依概率收敛于a, 记为

$$X_n \xrightarrow{P} a$$

2. 性质: 设 $X_n \xrightarrow{P} a$, $Y_n \xrightarrow{P} b$, 又函数g(x,y)在点(a,b)处连续,则

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

1.6.2 大数定律

1. **大数定律:** 设 X_1, X_2, \cdots 为一随机变量序列,若对于任意 $\varepsilon > 0$,有

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

则称随机变量序列 X_1, X_2, \cdots 服从大数定律

2. 切比雪夫大数定律: 设 X_1, X_2, \cdots 是相互独立的随机变量序列,且方差一致有上界,则对于任意 $\varepsilon > 0$,有

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

3. **辛钦大数定律(弱大数定律)**: 设 X_1, X_2, \cdots 是相互独立且服从同一分布的随机变量序列,且具有数学期望 $E(X_k) = \mu$,则对于任意 $\varepsilon > 0$,有

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

即 $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} X_k$ 依概率收敛于 μ , $\overline{X} \xrightarrow{P} \mu$

4. **伯努利大数定律**: 设 n_A 是n次独立试验中事件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 $\varepsilon > 0$,有

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

即事件A发生的频率依概率收敛于事件A发生的概率, $\frac{n_A}{n} \xrightarrow{P} p$

1.6.3 中心极限定理

1. **李雅普诺夫中心极限定理:** 设随机变量序列 X_1, X_2, \cdots 相互独立,且具有期望和方差

$$E(X_k) = \mu_k, \ D(X_k) = \sigma_k^2 > 0$$

1.7. 样本及抽样分布 13

则随机变量

$$Z_{n} = \frac{\sum_{k=1}^{n} X_{k} - \sum_{k=1}^{n} \mu_{k}}{\sqrt{\sum_{k=1}^{n} \sigma_{k}^{2}}}$$

的分布函数 $F_n(x)$ 对任意实数x满足

$$\lim_{n \to \infty} F_n(x) = \lim_{n \to \infty} P\left\{\frac{\sum\limits_{k=1}^n X_k - \sum\limits_{k=1}^n \mu_k}{\sqrt{\sum\limits_{k=1}^n \sigma_k^2}} \le x\right\} = \Phi(x)$$

即当n很大时,随机变量 Z_n 近似地服从标准正态分布N(0,1)

2. **列维-林德伯格中心极限定理(独立同分布的中心极限定理)**. 设随机变量序列 X_1, X_2, \cdots 相 互独立且同分布,且具有期望和方差

$$E(X_k) = \mu, \ D(X_k) = \sigma^2 > 0$$

则随机变量

$$Y_n = \frac{\sum\limits_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$$

的分布函数 $F_n(x)$ 对任意实数x满足

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

即当n很大时,随机变量 Y_n 近似地服从标准正态分布N(0,1),或者说,当n很大时随机变量序列的算术平均 $\overline{X}=\frac{1}{n}\sum\limits_{k=1}^{n}X_k$ 服从均值为 μ 方差为 $\frac{c^2}{n}$ 的正态分布

3. **棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理**:本定理是列维-林德伯格中心极限定理的特殊情况。设伯努利试验中试验A出现的概率为p,记n重伯努利试验中A出现的次数为 η_n (即 η_n 服从参数为n, p的二项分布),则对任意实数x有

$$\lim_{n \to \infty} P\left\{\frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \le x\right\} = \Phi(x)$$

1.7 样本及抽样分布

1.7.1 基本定义

1. **样本**: 设X是具有分布函数F的随机变量,若 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立且均有同一分布函数F,则称 X_1, X_2, \cdots, X_n 为从总体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

2. **统计量:** 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,统计量的分布就称为抽样分布

常见统计量有:

(a) 样本均值:

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

(b) 样本方差:

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

(c) 样本标准差:

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

1.7.2 Γ函数

1. Γ函数的定义为:

$$\Gamma(s) = \int_0^{+\infty} e^{-x} x^{s-1} dx \quad (s > 0)$$

2. 计算性质:

(a)
$$\Gamma(1) = 1$$
, $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$

(b)
$$\Gamma(s+1) = s\Gamma(s)$$
 (即我们有,对任意正整数 n , $\Gamma(n+1) = n!$)

(c)
$$\Gamma(s)\Gamma(1-s) = \frac{\pi}{\sin \pi s}$$

(d)
$$\lim_{s \to 0^+} \Gamma(s) = +\infty$$

1.7.3 抽样分布

1. χ^2 分布(卡方分布): 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自总体N(0,1)的样本,则称统计量

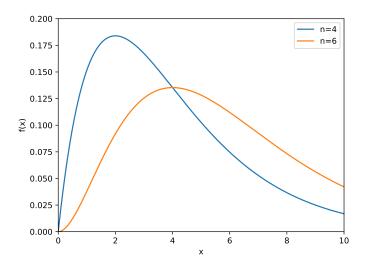
$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$$

服从自由度为n的 χ^2 分布,记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$,概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2} - 1} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0\\ 0, & else \end{cases}$$

函数图像为:

1.7. 样本及抽样分布 15



 χ^2 分布性质:

(a) 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 且 $\chi_1^2 \pi \chi_2^2$ 相互独立,则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$

(b) 设
$$\chi^2 \sim \chi^2(n)$$
,则有

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

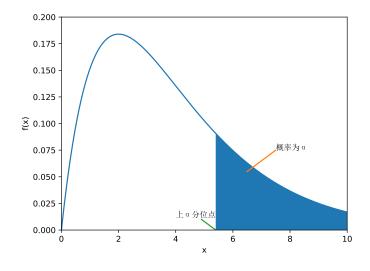
(c) 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自总体X的样本,则

$$\frac{\sum\limits_{i=1}^{n}\left(X_{i}-\mu\right)^{2}}{\sigma^{2}}\sim\chi^{2}\left(n\right)$$

(d) 设 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 对于给定的正数 $\alpha \in (0,1)$, 则满足

$$P\left\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\right\} = \alpha$$

的点 $x = \chi_{\alpha}^{2}(n)$ 称为 χ^{2} 的上 α 分位点



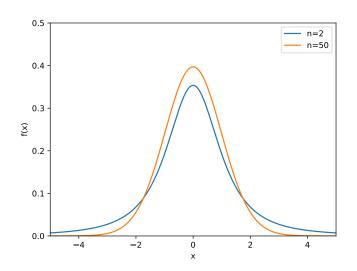
2. t分布: 设 $X \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且X, Y相互独立, 则称随机变量

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

服从自由度为n的t分布,记为 $t \sim t(n)$,概率密度函数为

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$$

函数图像为:



t分布性质:

(a) 对于t分布的密度函数f(x)我们有

$$\lim_{n \to \infty} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

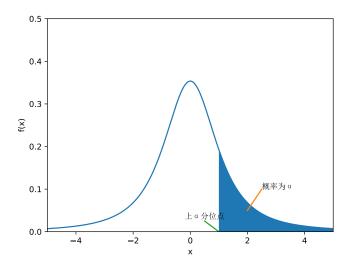
即当n足够大时t分布近似于标准正态分布N(0,1)

(b) 设 $t \sim t(n)$, 对于给定的正数 $\alpha \in (0,1)$, 则满足

$$P\{t > t_{\alpha}(n)\} = \alpha$$

的点 $x = t_{\alpha}(n)$ 称为t的上 α 分位点

1.7. 样本及抽样分布 17



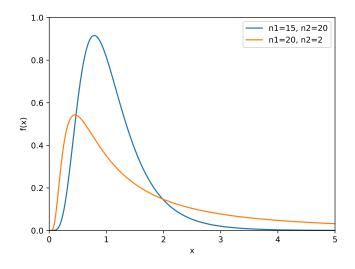
3. F分布: 设 $U \sim \chi^2(n_1)$, $V \sim \chi^2(n_2)$, 且U, V相互独立,则称随机变量

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

服从自由度为 (n_1, n_2) 的F分布,记为 $F \sim F(n_1, n_2)$,概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n_1 + n_2}{2}\right) \cdot \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}} \cdot x^{\frac{n_1}{2} - 1}}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right) \cdot \Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right) \cdot \left(1 + \frac{n_1}{n_2}x\right)^{\frac{n_1 + n_2}{2}}}, & x > 0\\ 0, & else \end{cases}$$

函数图像为:



F分布性质:

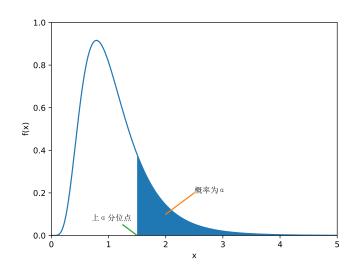
(a) 若 $F \sim F(n_1, n_2)$, 则有

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

- (b) 若 $X \sim t(n)$,则 $X^2 \sim F(1,n)$
- (c) 设 $F \sim F(n_1, n_2)$,对于给定的正数 $\alpha \in (0, 1)$,则满足

$$P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \alpha$$

的点 $x = F_{\alpha}(n_1, n_2)$ 称为F的上 α 分位点



1.7.4 抽样分布样本均值和方差的分布

1. 设总体X具有均值 μ 和方差 σ^2 , X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自X的一个样本, \overline{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差,则我们有

$$E(\overline{X}) = \mu, \ D(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, \ E(S^2) = \sigma^2$$

2. **单个正态总体样本均值分布:** 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, \overline{X} 是样本均值,则有

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

3. **两个正态总体样本均值分布**: 设 X_1, X_2, \dots, X_m 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 分别是来自正态总体 $N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right)$ 和 $N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$ 的样本,且这两个正态总体 $N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right)$ 和 $N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$ 相互独立, $\overline{X}, \overline{Y}$ 分别是其样本均值,则有

$$\overline{X} \pm \overline{Y} \sim N\left(\mu_1 \pm \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}\right)$$

4. **非正态总体样本均值近似分布**: 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自任意总体X的一个样本,总体的期望为 $E(X) = \mu$,方差为 $D(X) = \sigma^2$,则当n较大时,有

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

1.8. 参数估计 19

5. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, \overline{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差,则 \overline{X} 和 S^2 相互独立,且有

$$\frac{\sum\limits_{i=1}^{n}\left(X_{i}-\overline{X}\right)^{2}}{\sigma^{2}}=\frac{\left(n-1\right)S^{2}}{\sigma^{2}}\sim\chi^{2}\left(n-1\right)$$

6. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, \overline{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差,则有

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

7. 设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本,且这两个正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 相互独立, $\overline{X}, \overline{Y}$ 和 S_1^2, S_2^2 分别是样本均值和样本方差,则有

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

而当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 时,还有

$$\frac{\left(\overline{X} - \overline{Y}\right) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t (n_1 + n_2 - 2)$$

1.8 参数估计

1.8.1 矩估计

- 1. **样本原点矩与中心矩**:对于总体X,设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为其样本,则样本原点矩与中心矩定义为:
 - (a) 样本k阶原点矩:

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

(b) 样本k阶中心矩:

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(X_i - \overline{X} \right)^k$$

2. 矩估计定义:表示总体原点矩或中心矩与未知参数关系的函数方程(组)

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

称为矩估计方程(组),用对应的样本矩替代方程组中的总体矩后得到的

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

分别称为θ_i的矩估计量,矩估计量的观察值称为矩估计值

3. 矩估计性质:

- (a) 若 $\hat{\theta}$ 为参数 θ 的矩估计量,g(x)为x的连续函数,则 $g(\hat{\theta})$ 是 $g(\theta)$ 的矩估计量
- (b) 若 $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ 为参数 θ_1 , θ_2 的矩估计量,g(x,y)为(x,y)的连续函数,则 $g(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2)$ 是 $g(\theta_1,\theta_2)$ 的 矩估计量

1.8.2 极大似然估计

1. **单参数似然函数**:对于总体X,设 $f(x;\theta)$ 为总体X的概率密度函数,其中 θ 是未知参数, X_1, X_2, \cdots, X_n 为总体X的一个样本,则自变量为 θ ,定义域为 Θ 的非负函数

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

称为容量为n的样本似然函数,或称为样本值 x_1, x_2, \cdots, x_n 的似然函数

2. **单参数极大似然估计:** 对于总体X,设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为其样本,若存在 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$, 使

$$L(\hat{\theta}) = \max_{\theta \in \Theta} L(\theta)$$

则称似然函数的最大值点 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ 为参数 θ 的极大似然估计值,而称 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 为 参数 θ 的极大似然估计量

3. **多参数似然函数**:对于总体X,设 $f(x;\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_m)$ 为总体X的概率密度函数,其中 θ_i 是未知参数, X_1,X_2,\cdots,X_n 为总体X的一个样本,则自变量为 $\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_m$,定义域为 Θ^m 的非负函数

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m), (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \in \Theta^m$$

称为容量为n的样本似然函数,或称为样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 的似然函数

4. **多参数极大似然估计:** 对于总体X,设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为其样本,若存在一组 $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i (x_1, x_2, \cdots, x_m)$,使

$$L(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \cdots, \hat{\theta}_m) = \max_{(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m) \in \Theta^m} L(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m)$$

则称似然函数的最大值点 $\hat{\theta}_i(x_1,x_2,\cdots,x_n)$ 为参数 θ_i 的极大似然估计值,而称 $\hat{\theta}_i(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ 为 参数 θ_i 的极大似然估计量

1.8. 参数估计 21

5. 极大似然估计性质:

(a) 若 $\hat{\theta}$ 为参数 θ 的极大似然估计量,g(x)为x的连续函数,则 $g(\hat{\theta})$ 是 $g(\theta)$ 的极大似然估计量

- (b) 若 $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ 为参数 θ_1 , θ_2 的极大似然估计量,g(x,y)为(x,y)的连续函数,则 $g(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2)$ 是 $g(\theta_1,\theta_2)$ 的 极大似然估计量
- (c) 若任意总体X的数学期望和方差均存在,则其数学期望的矩估计量和极大似然估计量相同,均为 $\frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n}X_{i}$; 其方差的矩估计量和极大似然估计量也相同,均为 $\frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n}\left(X_{i}-\overline{X}\right)^{2}$

1.8.3 估计量无偏性、有效性、一致性

- 1. **无偏性:** 设 $\hat{\theta}$ 是未知参数 θ 的估计量,若 $E(\hat{\theta}) = \theta$,则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计量
- 2. **有效性:** 设 $\hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 与 $\hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 均为 θ 的无偏估计量,若有

$$D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$$

则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 更有效

3. **一致性(相合性)**: 设 $\hat{\theta}_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为参数 θ 的估计量,若对任意 $\theta \in \Theta$,当样本容量 $n \to \infty$ 时, $\hat{\theta}_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 依概率收敛于 θ ,即对任意 $\varepsilon > 0$,有

$$\lim_{n \to \infty} P\left(\left|\hat{\theta}_n - \theta\right| \ge \varepsilon\right) = 0$$

则称 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 一致估计量,也叫相合估计量

4. 性质:

- (a) 设 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 无偏估计量,且 $\lim_{n\to\infty} D(\hat{\theta}_n) = 0$,则 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 一致估计量
- (b) 设 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 的一致估计量,若函数g(x)连续,则 $g(\hat{\theta}_n)$ 为 $g(\theta)$ 的一致估计量
- (c) 任意样本原点矩是总体原点矩的一致估计量。进一步地,若待估参数 $\theta = g(\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_k)$,而函数g连续,则矩估计量 $\hat{\theta} = g(A_1, A_2, \cdots, A_k)$ 为 θ 的一致估计量

1.8.4 正态总体参数的区间估计

- 1. 一个正态总体
 - (a) 待估参数为 μ , 且 σ^2 已知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

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

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\overline{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$$

单侧置信限为:

$$\underline{\mu} = \overline{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha}$$
$$\overline{\mu} = \overline{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha}$$

(b) 待估参数为 μ , 且 σ^2 未知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

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

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\overline{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right)$$

单侧置信限为:

$$\underline{\mu} = \overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha} (n - 1)$$

$$\overline{\mu} = \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha} (n - 1)$$

(c) 待估参数为 σ^2 , 且 μ 未知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

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

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}\right)$$

单侧置信限为:

$$\underline{\sigma^2} = \frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha}^2 (n-1)}$$
$$\overline{\sigma^2} = \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha}^2 (n-1)}$$

- 2. 两个正态总体
 - (a) 待估参数为 $\mu_1 \mu_2$,且 σ_1^2 , σ_2^2 已知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

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

1.8. 参数估计 23

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\left(\overline{X} - \overline{Y}\right) \pm \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \cdot z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$$

单侧置信限为:

$$\underline{\mu_1 - \mu_2} = \left(\overline{X} - \overline{Y}\right) - \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \cdot z_{\alpha}$$

$$\overline{\mu_1 - \mu_2} = \left(\overline{X} - \overline{Y}\right) + \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \cdot z_{\alpha}$$

(b) 待估参数为 $\mu_1 - \mu_2$,且 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

$$\frac{\left(\overline{X} - \overline{Y}\right) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t (n_1 + n_2 - 2)$$

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\left(\overline{X} - \overline{Y}\right) \pm \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \cdot t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)\right)$$

单侧置信限为:

$$\underline{\mu_1 - \mu_2} = \left(\overline{X} - \overline{Y}\right) - \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \cdot t_\alpha \left(n_1 + n_2 - 2\right)$$

$$\overline{\mu_1 - \mu_2} = \left(\overline{X} - \overline{Y}\right) + \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \cdot t_\alpha \left(n_1 + n_2 - 2\right)$$

(c) 待估参数为 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$, 且 μ_1, μ_2 未知时:

用作估计的随机变量及其分布为:

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

置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

$$\left(\frac{S_{\frac{1}{2}}^{2}}{S_{\frac{2}{2}}^{2}} \cdot \frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_{1}-1, n_{2}-1)}, \frac{S_{\frac{1}{2}}^{2}}{S_{\frac{2}{2}}^{2}} \cdot \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_{1}-1, n_{2}-1)}\right)$$

单侧置信限为:

$$\frac{\left(\frac{\sigma_{1}^{2}}{\sigma_{2}^{2}}\right) = \frac{S_{1}^{2}}{S_{2}^{2}} \cdot \frac{1}{F_{\alpha}(n_{1} - 1, n_{2} - 1)}}{\overline{\left(\frac{\sigma_{1}^{2}}{\sigma_{2}^{2}}\right)} = \frac{S_{1}^{2}}{S_{2}^{2}} \cdot \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_{1} - 1, n_{2} - 1)}$$

3. 一些性质

(a) 若 $[\underline{\theta}, \overline{\theta}]$ 为 θ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间,g(x)为单调函数,则 $[g(\underline{\theta}), g(\overline{\theta})]$ (或 $[g(\overline{\theta}), g(\underline{\theta})]$)为 $g(\theta)$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

Chapter 2

解题笔记

2.1 多维随机变量及其分布

1. 离散型随机变量和连续型随机变量混合 例:设随机变量*X*与*Y*独立,其中*X*的概率分布为

$$X \sim \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 0.3 & 0.7 \end{bmatrix}$$

而Y的概率密度为f(Y),求随机变量U = X + Y的概率密度g(u)

解:设F(y)是Y的分布函数,则由全概公式以及X和Y相互独立知U = X + Y的分布函数为

$$G(u) = P(X + Y \le u)$$

$$= 0.3P(X + Y \le u | X = 1) + 0.7P(X + Y \le u | X = 2)$$

$$= 0.3P(Y \le u - 1 | X = 1) + 0.7P(Y \le u - 2 | X = 2)$$

$$= 0.3P(Y \le u - 1) + 0.7P(Y \le u - 2)$$

$$= 0.3F(u - 1) + 0.7F(u - 2)$$

因此U = X + Y的概率密度为

$$g(u) = G'(u) = 0.3f(u-1) + 0.7f(u-2)$$

2.2 随机变量的数字特征

1. 利用随机变量分解法和数字特征运算规律求解数字特征

例:将n个球($1 \sim n$ 号)随机放进n个盒子($1 \sim n$ 号)中去,一个盒子装一个球,将一个球装入与球同号的盒子中称为一个配对,记X为总的配对数,求E(X)

解:记随机变量 X_i 为i号球的配对数,显然每个球的配对数只有1和0两种可能,而尽管

随机变量 X_i 互相并不独立,但我们有 $P(X_i=1)=\frac{1}{n}$,而又因为 $X=\sum\limits_{i=1}^{n}X_i$,故我们有

$$E(X) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = n \cdot \frac{1}{n} = 1$$