

《概率论与数理统计》期末试卷

2022/2023 学年第一学期 院系_____

学号_____ 姓名_____ 考试成绩_____

题号	一40分	二10分	三15分	四20分	五10分	六5分	总分
得分							

$$\Phi(1) = 0.8413, \Phi(1.5) = 0.9332, t_{0.025}(15) = 2.132, t_{0.025}(16) = 2.120$$

一. 简答题(8 × 5分)

1. 在(0,1)上任取两数, 求两数之积小于0.5的概率。

2. 设 X 为随机变量, 服从 $(-1, 1)$ 上的均匀分布, 求 $Y = X^2$ 的概率密度函数。

3. 设随机变量 X, Y 的相关系数为0.5, $DX = 9, DY = 16$, 求 $cov(X, Y)$

4. 设计算机进行加法运算时, 误差相互独立, 均服从 $(-0.5, 0.5)$ 的均匀分布。若将1200个数相加, 求误差总和的绝对值大于15的概率。

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, 其中 σ_0 是已知常数。 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 样本均值记为 \bar{X} , 试写出总体均值 μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间?

二. (10 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$p(x, y) = \begin{cases} k(x^2 + y) & 0 < x < 1, 0 < y < 1 - x^2 \\ 0 & \text{其它。} \end{cases}$$

试求: (1). k ; (2). $P(0 < X < \frac{1}{3})$ 。

三. (15 分) 设总体 X 服从正态分布 $N(1, 4)$, 总体 Y 服从正态分布 $N(1, 2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_4 及 Y_1, Y_2 分别来自总体 X, Y 的简单随机样本, 且相互独立。它们的样本均值记为 \bar{X}, \bar{Y} , 样本方差记为 S_1^2, S_2^2 。

(1). 若 $c_1(\bar{X} - \bar{Y}) \sim N(0, 1)$, 求 c_1 ;

(2). 若 $c_2 S_1^2 \sim \chi^2(n)$, 求 c_2, n ;

(3). 求 $\frac{2(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{3}{2}S_1^2 + S_2^2}}$ 的分布。

四. (20 分) 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x; \theta) = \begin{cases} \theta x^{-(\theta+1)} & x > 1 \\ 0 & \text{其它。} \end{cases}$$

其中未知参数 $\theta > 1$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体的简单随机样本, 求 θ 的矩估计和极大似然估计。

五. (10 分) 设某厂生产的灯泡寿命服从正态分布, 从中抽取16个灯泡, 测得样本均值 \bar{X} 为940小时, 样本标准差 S 为120小时. 试在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验整批灯泡的寿命是否为1000小时?

六. (5分) 设一块放射性物质在一段时间所放射出的粒子数 X 服从参数为 λ 的泊松分布. 但由于仪器的原因, 并非每一粒放射出的粒子都被记录下来. 现在知道每粒粒子被记录下来的概率为 p , 且每粒粒子能否被记录下来的事件相互独立. 求这块放射性物质在一段时间内被记录下来的粒子数 Y 的分布.

南京大学数学课程试卷

2023/2024 学年第 一 学期 考试形式 闭卷 课程名称 概率论与数理统计(A 卷)

考试时间 2024.1.2 系别 _____ 学号 _____ 姓名 _____

题号	一 30	二 10	三 14	四 13	五 8	六 15	七 10	合计
得分								

$\Phi(1) = 0.8413$, $\Phi(1.28) = 0.90$, $\Phi(1.5) = 0.9332$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$,
 $\Phi(2) = 0.9772$, $\Phi(2.33) = 0.99$, $t_{0.025}(25) = 2.0595$, $t_{0.05}(25) = 1.7081$,
 $t_{0.025}(24) = 2.0639$, $t_{0.05}(24) = 1.7109$, $\chi^2_{0.05}(25) = 37.652$, $\chi^2_{0.025}(25) = 40.646$,
 $\chi^2_{0.05}(24) = 36.415$, $\chi^2_{0.025}(24) = 39.364$, $\chi^2_{0.1}(23) = 32$

一、计算题（共 30 分，每题 5 分）

1. 设每个人的血清中含肝炎病毒的概率为 0.4%，求来自不同地区的 100 人的血清混合液中含有肝炎病毒的概率。

2. 某加油站的油库每周需油量 $X(kg)$ 服从 $N(500, 50^2)$ ，为使该加油站无油可售的概率小于 0.01，这个加油站的油库容量起码应多大？

3. 甲乙两人进行乒乓球对抗赛，每局比赛中甲获胜的概率为 $\frac{2}{3}$ ，乙获胜的概率为 $\frac{1}{3}$ ，采取 5 局 3 胜制（即 5 局内谁先赢 3 局就算胜出并停止比赛），求甲最终获胜的概率。

4. 已知随机变量 X 在区间 $[2,5]$ 上均匀取值，现对 X 进行三次独立观测，试求至少有两次观察值大于 3 的概率。

5. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$ ， $Y \sim U(0,1)$ ， $Z \sim b(5,0.5)$ ，且 X 、 Y 、 Z 相互独立，求随机变量 $W = (2X + 3Y)(4Z - 1)$ 的数学期望。

6. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，已知样本容量 $n = 24$ ，样本方差 $s^2 = 12.5227$ ，求 $P\{\sigma^2 > 9\}$ 。

二、(10 分) 高射炮向敌机发射三发炮弹，每弹击中与否相互独立，且每发炮弹击中的概率均为 0.3，又知敌机若中一弹，坠毁的概率为 0.2，若中两弹，坠毁的概率为 0.6，若中三弹，敌机必坠毁。(1)求敌机坠毁的概率； (2)若敌机坠毁，求它被击中两弹的概率。

三、(14 分) 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = ce^{-|x|}$ ， $-\infty < x < +\infty$ ，其中常数 $c > 0$ ，求：

- (1) 常数 c ；(2) X 的分布函数；
- (3) X 的数学期望与方差；(4) X 与 $Y = |X|$ 的协方差。

四、(13 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的分布函数是

$$F(x, y) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}), \quad (x, y) \in R^2,$$

试求: (1) 常数 A 、 B 、 C ; (2) 求 $P(0 < X \leq 2, 0 < Y \leq 3)$;

(3) X 和 Y 边缘分布函数; (4) X 和 Y 是否相互独立?

五、（8分）假设生产线组装每件成品的时间 X 服从指数分布，统计资料表明该生产线每件成品的组装时间平均为 10 分钟，各件产品的组装时间相互独立。

（1）求组装一件产品至少需要 5 分钟的概率；（2）求组装 100 件成品需要 15 到 20 小时的概率。

六、（15分）设总体 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3x^2}{\theta^3} & 0 < x < \theta \\ 0 & \text{others} \end{cases},$$

X_1, \dots, X_n 为取自总体的样本，

（1）求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_M$ ；（2）判断 $\hat{\theta}_M$ 的无偏性；（3）求 θ 的极大似然估计量。

- 七、(10 分) 一台机床加工轴的椭圆度 X (单位: mm) 服从正态分布 $N(0.095, 0.02^2)$ 。机床经调整后随机取 25 根测量其椭圆度, 算得 $\bar{x} = 0.088$ 。已知总体方差不变,
- (1) 问调整后机床加工轴的椭圆度的均值有无显著降低 ($\alpha=0.05$) ?
 - (2) 问 n 取多少才能使由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 构成的参数 μ 的 95% 置信区间的长度小于 0.01?

《概率论与数理统计》期末试卷

2022/2023 学年第一学期 院系 _____
学号 _____ 姓名 _____ 考试成绩 _____

题号	一40分	二10分	三15分	四20分	五10分	六5分	总分
得分							

$$\Phi(1) = 0.8413, \Phi(1.5) = 0.9332, t_{0.025}(15) = 2.132, t_{0.025}(16) = 2.120$$

一. 简答题(8 × 5分)

1. 在(0,1)上任取两数, 求两数之积小于0.5的概率。

$$\text{解: } P = 1 - \int_{0.5}^1 dx \int_{1/2x}^1 dy = 0.5 + 0.5 \ln 2$$

2. 设 X 为随机变量, 服从 $(-1, 1)$ 上的均匀分布, 求 $Y = X^2$ 的概率密度函数。

解:

$$p(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} & 0 < y \leq 1 \\ 0 & \text{其它。} \end{cases}$$

3. 设随机变量 X, Y 的相关系数为0.5, $DX = 9, DY = 16$, 求 $cov(X, Y)$

$$\text{解: } cov(X, Y) = \sqrt{DXDY}\rho_{XY} = 6$$

4. 设计计算机进行加法运算时, 误差相互独立, 均服从 $(-0.5, 0.5)$ 的均匀分布。若将1200个数相加, 求误差总和的绝对值大于15的概率。

$$\text{解: } P(|\sum_{i=1}^{1200} X_i| > 15) = P(|\frac{\sum_{i=1}^{1200} X_i - 0}{100}| > \frac{15-0}{100}) = 2(1 - \Phi(1.5)) = 0.1336.$$

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, 其中 σ_0 是已知常数。 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 样本均值记为 \bar{X} , 试写出总体均值 μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间?

$$\text{解: } [\bar{X} - \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}].$$

二. (10 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$p(x, y) = \begin{cases} k(x^2 + y) & 0 < x < 1, 0 < y < 1 - x^2 \\ 0 & \text{其它。} \end{cases}$$

试求: (1). k ; (2). $P(0 < X < \frac{1}{3})$ 。

$$\text{解: } 1). k = \frac{5}{2};$$

$$2). P(0 < X < \frac{1}{3}) = \int_0^{1/3} dx \int_0^{1-x^2} \frac{5}{2}(x^2 + y) dy = \frac{101}{243}$$

三. (15 分) 设总体 X 服从正态分布 $N(1, 4)$, 总体 Y 服从正态分布 $N(1, 2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_4 及 Y_1, Y_2 分别来自总体 X, Y 的简单随机样本, 且相互独立。它们的样本均值记为 \bar{X}, \bar{Y} , 样本方差记为 S_1^2, S_2^2 。

(1). 若 $c_1(\bar{X} - \bar{Y}) \sim N(0, 1)$, 求 c_1 ;

(2). 若 $c_2 S_1^2 \sim \chi^2(n)$, 求 c_2, n ;

(3). 求 $\frac{2(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{3}{2}S_1^2 + S_2^2}}$ 的分布。

解:

$$c_1 = \frac{\sqrt{2}}{2}, c_2 = \frac{3}{4}, n = 3$$

$$\frac{2(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{3}{2}S_1^2 + S_2^2}} = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})/\sqrt{2}}{\sqrt{[\frac{3}{4}S_1^2 + \frac{1}{2}S_2^2]/4}} \sim t(4)$$

四. (20 分) 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x; \theta) = \begin{cases} \theta x^{-(\theta+1)} & x > 1 \\ 0 & \text{其它。} \end{cases}$$

其中未知参数 $\theta > 1$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体的简单随机样本, 求 θ 的矩估计和极大似然估计。

解:

$$EX = \int_1^{+\infty} xp(x)dx = \frac{\theta}{\theta - 1}$$

$$\theta = \frac{EX}{EX - 1}$$

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\bar{X}}{\bar{X} - 1}$$

$$\ln L(\theta) = n \ln \theta - (\theta + 1) \sum_{i=1}^n \ln X_i$$

$$\hat{\theta}_2 = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}$$

五. (10 分) 设某厂生产的灯泡寿命服从正态分布, 从中抽取16个灯泡, 测得样本均值 \bar{X} 为940小时, 样本标准差 S 为120小时. 试在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验整批灯泡的寿命是否为1000小时?

解: $T = \frac{|\bar{X} - 1000|}{S/\sqrt{16}} = 2 < t_{0.025}(15) = 2.132$ 是1000小时。

六. (5分) 设一块放射性物质在一段时间所放射出的粒子数 X 服从参数为 λ 的泊松分布. 但由于仪器的原因, 并非每一粒放射出的粒子都被记录下来. 现在知道每粒粒子被记录下来的概率为 p , 且每粒粒子能否被记录下来的事件相互独立. 求这块放射性物质在一段时间内被记录下来的粒子数 Y 的分布.

解: $Y \sim P(p\lambda)$

南京大学数学课程试卷

2023/2024 学年第 一 学期 考试形式 闭卷 课程名称 概率论与数理统计(A 卷)

考试时间 2024.1.2 系别 _____ 学号 _____ 姓名 _____

题号	一 30	二 10	三 14	四 13	五 8	六 15	七 10	合计
得分								

$\Phi(1) = 0.8413$, $\Phi(1.28) = 0.90$, $\Phi(1.5) = 0.9332$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$,
 $\Phi(2) = 0.9772$, $\Phi(2.33) = 0.99$, $t_{0.025}(25) = 2.0595$, $t_{0.05}(25) = 1.7081$,
 $t_{0.025}(24) = 2.0639$, $t_{0.05}(24) = 1.7109$, $\chi_{0.05}^2(25) = 37.652$, $\chi_{0.025}^2(25) = 40.646$,
 $\chi_{0.05}^2(24) = 36.415$, $\chi_{0.025}^2(24) = 39.364$, $\chi_{0.1}^2(23) = 32$

一、计算题（共 30 分，每题 5 分）

1. 设每个人的血清中含肝炎病毒的概率为 0.4%，求来自不同地区的 100 人的血清混合液中含有肝炎病毒的概率。

解：令 A 表示这 100 人的血清混合液中含有肝炎病毒， A_i 表示第 i 个人的血清中含有肝炎病毒，

$i = 1, 2, \dots, n$ ，由题意 A_1, A_2, \dots, A_{100} 相互独立，于是 $A = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_{100}$ ，从而

$$P(A) = P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_{100}) = 1 - P(\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_{100}}) = 1 - P(\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_{100}})$$

$$1 - P(\overline{A_1})P(\overline{A_2}) \cdots P(\overline{A_{100}}) = 1 - (1 - 0.004)^{100} \quad \dots\dots\dots 5 \text{ 分}$$

2. 某加油站的油库每周需油量 $X(kg)$ 服从 $N(500, 50^2)$ ，为使该加油站无油可售的概率小于 0.01，这个加油站的油库容量起码应多大？

解：设这个站油库容量为 $h(kg)$ 时能满足题目要求，则 $P(X > h) < 0.01$ ，即

$$P(X \leq h) = \Phi\left(\frac{h-500}{50}\right) \geq 0.99, \text{ 而 } \Phi(2.33) = 0.99, \text{ 故 } \frac{h-500}{50} \geq 2.33, \text{ 所以}$$

$$h \geq 616.5. \quad \dots\dots\dots 5 \text{ 分}$$

3. 甲乙两人进行乒乓球对抗赛，每局比赛中甲获胜的概率为 $\frac{2}{3}$ ，乙获胜的概率为 $\frac{1}{3}$ ，采取 5 局 3 胜制（即 5 局内谁先赢 3 局就算胜出并停止比赛），求甲最终获胜的概率。

解：令 A 表示比赛完 3 局甲才获胜， B 表示比赛完 4 局甲才获胜， C 表示比赛完 5 局甲才获胜， D 表示甲最终获胜，于是 $D = A \cup B \cup C$ ，且 A 、 B 、 C 两两互不相容，所以

$$P(D) = P(A) + P(B) + P(C), \text{ 又}$$

$$P(A) = \left(\frac{2}{3}\right)^3 = \frac{8}{27}, \quad P(B) = C_3^2 \left(\frac{2}{3}\right)^2 \times \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{8}{27}, \quad P(C) = C_4^2 \left(\frac{2}{3}\right)^2 \times \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times \frac{2}{3} = \frac{16}{81},$$

$$P(D) = \frac{8}{27} + \frac{8}{27} + \frac{16}{81} = \frac{64}{81}. \quad \dots\dots\dots 5 \text{ 分}$$

4. 已知随机变量 X 在区间 $[2, 5]$ 上均匀取值, 现对 X 进行三次独立观测, 试求至少有两次观察值大于 3 的概率。

解: X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} & 2 \leq x \leq 5 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, 令 Y 表示 3 次观察中观察值大于 3 的次数, 则

$$Y \sim b(3, p), \quad p = P(X > 3) = \frac{5-3}{5-2} = \frac{2}{3}, \text{ 从而所求概率为}$$

$$P(Y > 3) = P(Y = 2) + P(Y = 3) = C_3^2 \left(\frac{2}{3}\right)^2 \left(\frac{1}{3}\right) + C_3^3 \left(\frac{2}{3}\right)^3 = \frac{20}{27}$$

$\dots\dots\dots 5 \text{ 分}$

5. 设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim U(0, 1)$, $Z \sim b(5, 0.5)$, 且 X 、 Y 、 Z 相互独立, 求随机变量 $W = (2X + 3Y)(4Z - 1)$ 的数学期望。

解: $E(X) = 0$, $E(Y) = 0.5$, $E(Z) = 5 \times 0.5 = 2.5$, 因为 $2X + 3Y$ 与 $4Z - 1$ 相互独立, 于是

$$E(W) = E[(2X + 3Y)(4Z - 1)] = E[2X + 3Y]E[4Z - 1] = [2E(X) + 3E(Y)][4E(Z) - 1] = \frac{27}{2}$$

$\dots\dots\dots 5 \text{ 分}$

6. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 已知样本容量 $n = 24$, 样本方差 $s^2 = 12.5227$, 求 $P\{\sigma^2 > 9\}$ 。

证明: 由抽样分布定理 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, $n = 24$, 有 $\chi^2 = \frac{23S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(23)$

$$\text{故 } P\{\sigma^2 > 9\} = P\left\{\frac{23S^2}{\sigma^2} < \frac{23S^2}{9}\right\} = P\left\{\chi^2 < \frac{23S^2}{9}\right\}$$

$$= P\left\{\chi^2 < \frac{23 \times 12.5227}{9}\right\} = P\{\chi^2 < 32\} = 1 - P\{\chi^2 \geq 32\}$$

查表得 $\chi_{0.1}^2(23) = 32$

故 $P\{\sigma^2 > 9\} = 1 - P\{\chi^2 \geq \chi_{0.1}^2(23)\} = 1 - 0.1 = 0.9$ 5 分

二、(10 分) 高射炮向敌机发射三发炮弹，每弹击中与否相互独立，且每发炮弹击中的概率均为 0.3，又知敌机若中一弹，坠毁的概率为 0.2，若中两弹，坠毁的概率为 0.6，若中三弹，敌机必坠毁。(1)求敌机坠毁的概率； (2)若敌机坠毁，求它被击中两弹的概率。

解：设 B 表示敌机坠毁， A_i 表示敌机中 i 发炮弹， C_i 表示第 i 发炮弹击中敌机，则

$$\begin{aligned} P(A_1) &= P(C_1 \bar{C}_2 \bar{C}_3 \cup \bar{C}_1 C_2 \bar{C}_3 \cup \bar{C}_1 \bar{C}_2 C_3) = P(C_1 \bar{C}_2 \bar{C}_3) + P(\bar{C}_1 C_2 \bar{C}_3) + P(\bar{C}_1 \bar{C}_2 C_3) \\ &= 0.3 \times 0.7 \times 0.7 + 0.7 \times 0.3 \times 0.7 + 0.7 \times 0.7 \times 0.3 = 0.441 \end{aligned}$$
1 分

$$\begin{aligned} P(A_2) &= P(C_1 C_2 \bar{C}_3 \cup \bar{C}_1 C_2 C_3 \cup C_1 \bar{C}_2 C_3) = P(C_1 C_2 \bar{C}_3) + P(\bar{C}_1 C_2 C_3) + P(C_1 \bar{C}_2 C_3) \\ &= 0.3 \times 0.3 \times 0.7 + 0.7 \times 0.3 \times 0.3 + 0.3 \times 0.7 \times 0.3 = 0.189 \end{aligned}$$
1 分

$$P(A_3) = P(C_1 C_2 C_3) = 0.3 \times 0.3 \times 0.3 = 0.027$$
1 分

(1)敌机坠毁的概率为

$$\begin{aligned} P(B) &= P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) \\ &= 0.441 \times 0.2 + 0.189 \times 0.6 + 0.027 \times 1 = 0.2286 \end{aligned}$$
4 分

(2) 所求概率为

$$P(A_2|B) = \frac{P(A_2)P(B|A_2)}{P(B)} = \frac{0.189 \times 0.6}{0.2286} = 0.496$$
3 分

三、(14 分) 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = ce^{-|x|}$, $-\infty < x < +\infty$, 其中常数 $c > 0$, 求:

(1) 常数 c ; (2) X 的分布函数;

(3) X 的数学期望与方差; (4) X 与 $Y = |X|$ 的协方差。

解：(1) 由归一性 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} ce^{-|x|}dx = 2 \int_0^{+\infty} ce^{-x}dx = 2c = 1$, 故 $c = \frac{1}{2}$ 。

.....3 分

$$(2) f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-x} & x \geq 0 \\ \frac{1}{2}e^x & x < 0 \end{cases}, \text{ 所以 } F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$$

当 $x < 0$ 时, $F(x) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^x e^t dt = \frac{1}{2}e^x$,

.....2 分

当 $x \geq 0$ 时, $F(x) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^x e^{-|t|} dt = \frac{1}{2} \left(\int_{-\infty}^0 e^t dt + \int_0^x e^{-t} dt \right) = 1 - \frac{1}{2} e^{-x}, \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

故 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 1 - \frac{1}{2} e^{-x} & x \geq 0 \\ \frac{1}{2} e^x & x < 0 \end{cases}$

(3) $E(X) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-|x|} dx = 0, \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

$E(X^2) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-|x|} dx = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 2,$

所以 $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 2 \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

(4) $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(X|X|) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x|x| e^{-|x|} dx = 0$
 $\dots\dots\dots 3 \text{ 分}$

四、(13 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的分布函数是

$$F(x, y) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}), \quad (x, y) \in R^2,$$

试求: (1) 常数 A, B, C ; (2) 求 $P(0 < X \leq 2, 0 < Y \leq 3)$;

(3) X 和 Y 边缘分布函数; (4) X 和 Y 是否相互独立?

解: (1) 由分布函数性质:

$$F(+\infty, +\infty) = A(B + \frac{\pi}{2})(C + \frac{\pi}{2}) = 1$$

$$F(x, -\infty) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C - \frac{\pi}{2}) = 0$$

$$F(-\infty, y) = A(B - \frac{\pi}{2})(C + \arctan \frac{y}{2}) = 0$$

解得 $A = \frac{1}{\pi^2}, B = C = \frac{\pi}{2}; \quad \dots\dots\dots 4 \text{ 分}$

(2) $P(0 < X \leq 2, 0 < Y \leq 3) = F(2, 3) - F(0, 3) - F(2, 0) + F(0, 0) = \frac{1}{16} \quad \dots\dots\dots 3 \text{ 分}$

(3) $F_X(x) = F(x, +\infty) = \frac{1}{\pi} (\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{x}{2}), x \in R, \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{y}{3} \right), \quad y \in R. \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

(4) $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$, 所以 X 和 Y 相互独立 \dots\dots\dots 2 分

五、（8 分）假设生产线组装每件成品的时间 X 服从指数分布，统计资料表明该生产线每件成品的组装时间平均为 10 分钟，各件产品的组装时间相互独立。

（1）求组装一件产品至少需要 5 分钟的概率；（2）求组装 100 件成品需要 15 到 20 小时的概率。

解：（1） $E(X) = 10$ ，则 X 服从参数为 0.1 的指数分布，故 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} 0.1e^{-0.1x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases},$$

则组装一件产品至少需要 5 分钟的概率 $P(X \geq 5) = 0.1 \int_5^{+\infty} e^{-0.1x} dx = e^{-0.5} \quad \dots\dots\dots 3 \text{ 分}$

（2）设组装第 i 件成品需要时间 X_i 分，则 $E(X_i) = 10$ ，因为 X_i 服从指数分布，所以 $D(X_i) = 10^2$ ，

$$\begin{aligned} P\{15 \leq \sum_{i=1}^{100} X_i \leq 20\} &= \Phi\left(\frac{20 - 60}{\sqrt{100} \cdot 10}\right) - \Phi\left(\frac{15 - 60}{\sqrt{100} \cdot 10}\right) \\ &= \Phi(2) - \Phi(-1) = \Phi(2) + \Phi(1) - 1 = 0.9772 + 0.8413 - 1 = 0.8185 \quad \dots\dots\dots 5 \text{ 分} \end{aligned}$$

六、（15 分）设总体 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3x^2}{\theta^3} & 0 < x < \theta \\ 0 & \text{others} \end{cases},$$

X_1, \dots, X_n 为取自总体的样本，

（1）求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_M$ ；（2）判断 $\hat{\theta}_M$ 的无偏性；（3）求 θ 的极大似然估计量。

解：（1） $E(X) = \int_0^\theta x \frac{3x^2}{\theta^3} dx = \frac{3}{4}\theta$ ，令 $E(X) = \bar{X}$ ，得： $\hat{\theta}_M = \frac{4}{3}\bar{X}$. \dots\dots\dots 3 分

$$(2) \quad E(\hat{\theta}_M) = E\left(\frac{4}{3}\bar{X}\right) = \frac{4}{3}E(\bar{X}) = \frac{4}{3}E(X) = \theta$$

故 $\hat{\theta}_M$ 是 θ 的无偏估计量。 \dots\dots\dots 3 分

(3) 似然函数 $L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \frac{3x_i^2}{\theta^3} = \frac{3^n}{\theta^{3n}} \prod_{i=1}^n x_i^2 \quad 0 < x_i < \theta \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

取对数 $\ln L(\theta; x_1, \dots, x_n) = n \ln 3 - 3n \ln \theta + \sum_{i=1}^n \ln x_i^2 \quad 0 < x_i < \theta$

列似然方程, 令 $\frac{d \ln L(\theta; x_1, \dots, x_n)}{d\theta} = -\frac{3n}{\theta} = 0$ 无解。 $\dots\dots\dots 3 \text{ 分}$

由于当 $0 < x_i < \theta, i=1, \dots, n$ 时, $L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \frac{3^n}{\theta^{3n}} \prod_{i=1}^n x_i^2$ 关于 θ 单减。

而 $0 < x_i < \theta, i=1, \dots, n$ 相当于 $\theta \geq \max(x_1, \dots, x_n)$, 故当 $\theta = \max(x_1, \dots, x_n)$ 时

$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \frac{3^n}{\theta^{3n}} \prod_{i=1}^n x_i^2$ 达到最大, θ 的极大似然估计量为

$\hat{\theta} = \max(X_1, \dots, X_n) \quad \dots\dots\dots 4 \text{ 分}$

七、(10 分) 一台机床加工轴的椭圆度 X (单位: mm) 服从正态分布 $N(0.095, 0.02^2)$ 。机床经调整后随机取 25 根测量其椭圆度, 算得 $\bar{x} = 0.088$ 。已知总体方差不变,

(1) 问调整后机床加工轴的椭圆度的均值有无显著降低 ($\alpha=0.05$) ?

(2) 问 n 取多少才能使由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 构成的参数 μ 的 95% 置信区间的长度小于 0.01?

解: (1) 给出原假设和备择假设: $H_0: \mu \geq \mu_0 = 0.095, H_1: \mu < \mu_0 = 0.095 \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

当 H_0 真时, 检验统计量为 $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$, 检验的拒绝域为 $U \leq -U_\alpha$, 故

$u = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{0.088 - 0.095}{0.02 / \sqrt{25}} = -1.75 < -U_{0.05} = -1.645 \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

落在拒绝域中, 故拒绝 H_0 , 即认为调整后机床加工轴的椭圆度的均值有显著降低。 $\dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

(2) σ^2 已知, μ 的置信度 $1-\alpha$ 为置信区间为 $\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} U_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} U_{\frac{\alpha}{2}} \right)$, $\dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

故 μ 的 95% 置信区间的长度为 $\frac{2\sigma}{\sqrt{n}} U_{\frac{\alpha}{2}} = \frac{2 \times 0.02}{\sqrt{n}} U_{0.025} = \frac{0.04}{\sqrt{n}} \times 1.96, \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

$$\text{令 } \frac{0.04}{\sqrt{n}} \times 1.96 < 0.01 \Rightarrow n > 61.5, \text{ 故 } n=62$$

.....2 分



极限理论



- 大数定律（定义及三个大数定律）
- 中心极限定理（定义及独立同分布的中心极限定理）



- **定理（切比雪夫大数定理）**：设随机变量序列 $\{X_n\}$ 两两不相关，且存在常数C, 使得 $D(X_k) < C (k=1, 2, \dots)$, 则 $\{X_n\}$ 服从大数定律，即：

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - EX_i) \xrightarrow{P} 0$$



- **定理（辛钦大数定理）**：设随机变量序列 $\{X_n\}$ 相互独立同分布，且具有数学期望 $E(X_k) = \mu (k=1, 2, \dots)$ ，则

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} \mu$$



- **定理（伯努里大数定理）**： 设 n_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

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



■ 定理：（切比雪夫不等式）

设随机变量 X 的期望，方差存在, 则 $\forall \varepsilon > 0$,

$$P(|X - EX| \geq \varepsilon) \leq \frac{DX}{\varepsilon^2}$$



- 例：设随机变量 X 和 Y 的数学期望分别为-2和2，方差为1和4。 $E[(X+2)(Y-2)]=-1$ ，则根据切比雪夫不等式求概率 $P(|X+Y|\geq 6)$ 的一个上界。

- 解：

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X+2)(Y-2)] = -1$$

$$\begin{aligned} P(|X + Y| \geq 6) &= P(|X + Y - EX - EY| \geq 6) \\ &\leq \frac{D(X + Y)}{6^2} = \frac{DX + DY + 2\text{Cov}(X, Y)}{36} = \frac{1 + 4 - 2}{36} = 1/12 \end{aligned}$$



- **定理（独立同分布的中心极限定理）** 设 $\{X_n\}$ 是一独立同分布随机变量序列，且具有相同的数学期望和方差, $E(X_k)=\mu$, $D(X_k)=\sigma^2(k=1,2,\dots)$, 则 $\{X_n\}$ 服从**中心极限定理**, 即

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



利用中心极限定理近似计算（考试重点）



- 例：用计算机做加法时，对每个加数依四舍五入取整．设所有取整的舍入误差是相互独立的，都服从 $[-0.5, 0.5]$ 上的均匀分布，（1）若有**1200**个数相加，则其误差总和的绝对值超过**15**的概率是多少？（2）最多可有多少个数相加，使得误差总和的绝对值小于10的概率达到**90%**以上？

■ 解：

$$P(|\sum_{i=1}^{1200} X_i| \geq 15) = P(|\frac{\sum_{i=1}^{1200} X_i - 1200 \times 0}{\sqrt{1200 \times [0.5 - (-0.5)]^2 / 12}}| \geq \frac{15}{\sqrt{100}})$$

← 标准化

$$\approx 2[1 - \Phi(1.5)] = 2[1 - 0.9332] = 0.1336$$

$$P(|\sum_{i=1}^n X_i| \geq 10) = P(|\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sqrt{n \times [0.5 - (-0.5)]^2 / 12}}| \geq \frac{10}{\sqrt{n/12}}) \approx 2[1 - \Phi(\frac{10}{\sqrt{n/12}})] = 0.9$$

$$\Phi(\frac{10}{\sqrt{n/12}}) = 0.05 \Rightarrow \frac{10}{\sqrt{n/12}} = 1.645 \Rightarrow n = \frac{1200}{1.645^2} \approx 443.5 \Rightarrow n = 444$$



统计量及其抽样分布



- 三大分布： χ^2 分布；t分布；F分布（定义及性质）
- 正态总体的样本均值及样本方差的分布（一个重要的定理及其三个推论）。



- **定理：** 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为取自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 则
 - (1) $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$
 - (2) $(n-1)S^2 / \sigma^2 \sim \chi^2(n-1)$
 - (3) \bar{X} 与 S^2 相互独立



■ 例：设 X_1, X_2, \dots, X_{2n} 为取自 $N(0, 1)$ 的样本，

$$\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i, \text{ 求 } Y = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的分布。}$$

■ 解： $X_i + X_{n+i} \sim N(0, 2), i = 1, 2, \dots, n;$

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

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



- 例：设 X_1, X_2, \dots, X_9 为取自 $N(0, 2)$ 的样本，求常数 a, b, c , 使得

$$Z = a(X_1 + X_2 + 2X_3)^2 + b(X_4 + 4X_5 + X_6)^2 + c(X_7 + X_8 + X_9)^2$$
服从 χ^2 分布。并求其自由度。



■ 解:

$$X_1 + X_2 + 2X_3 \sim N(0, 12), X_4 + 4X_5 + X_6 \sim N(0, 36), X_7 + X_8 + X_9 \sim N(0, 6)$$

$$Z_1 = \frac{1}{\sqrt{12}}(X_1 + X_2 + 2X_3) \sim N(0, 1);$$

$$Z_2 = \frac{1}{\sqrt{36}}(X_4 + 4X_5 + X_6) \sim N(0, 1); Z_3 = \frac{1}{\sqrt{6}}(X_7 + X_8 + X_9) \sim N(0, 1);$$

$$Z = \frac{1}{12}(X_1 + X_2 + 2X_3)^2 + \frac{1}{36}(X_4 + 4X_5 + X_6)^2 + \frac{1}{6}(X_7 + X_8 + X_9)^2 \sim \chi^2(3)$$

$$\therefore a = \frac{1}{12}; b = \frac{1}{36}; c = \frac{1}{6}$$



参数估计



- 矩估计与极大似然估计
- 区间估计（定义与枢轴变量法）
- 正态总体的区间估计（六种）



待估
参数

主元

置信区间



一个正态总体

$$\mu \begin{cases} \sigma^2 \text{已知} & Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1) & \left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}} \right) \\ \sigma^2 \text{未知} & t = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1) & \left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right) \end{cases}$$

$$\sigma^2 \quad \mu \text{未知} \quad \chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \quad \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$$

试写出上述情形的单侧置信上限与单侧置信下限。



待估
参数

主元

置信区间



两个正态总体

$$\mu_1 - \mu_2 \begin{cases} \sigma_1^2, \sigma_2^2 \text{ 已知时, } Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) & (\bar{X} - \bar{Y} - u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}) \\ \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 未知时, } t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2) & \left(\bar{X} - \bar{Y} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right) \end{cases}$$

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

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (\mu_1, \mu_2 \text{ 未知}) \quad F = \frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1) \quad \left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)} \right)$$



■ 例：设 X 的密度函数为：

$$p(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{1}{\beta} e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}} & x \geq \alpha \\ 0 & x < \alpha \end{cases}$$

求 α ， β 的矩估计与极大似然估计。



■ 解: $EX = \alpha + \beta, EX^2 = \alpha^2 + 2\alpha\beta + 2\beta^2.$

$$\therefore \alpha = EX - \sqrt{DX}, \beta = \sqrt{DX}.$$

$$\therefore \text{矩估计为 } \hat{\alpha} = \bar{X} - \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \hat{\beta} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}.$$

$$L = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\beta} e^{-\frac{(\sum_{i=1}^n X_i - n\alpha)}{\beta}}, X_i \geq \alpha, i = 1, \dots, n.$$

$$\ln L = -\ln \beta - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i - n\alpha)}{\beta}, \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\} \geq \alpha.$$

$$\therefore \text{极大似然估计为 } \hat{\alpha} = \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}, \hat{\beta} = \bar{X} - \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}.$$



■ 例：设 X 的密度函数为：

$$p(x; \theta) = \begin{cases} \theta & 0 < x < 1 \\ 1 - \theta & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

又 X_1, \dots, X_n 为样本， N 为样本 X_1, \dots, X_n 中小于1的个数。
求 θ 的矩估计和极大似然估计。



■ 解:

$$EX = 3 / 2 - \theta.$$

$$\therefore \text{矩估计为 } \hat{\theta} = 3 / 2 - \bar{X}.$$

$$L = \theta^N (1 - \theta)^{n - N},$$

$$\ln L = N \ln \theta - (n - N) \ln(1 - \theta).$$

$$\therefore \text{极大似然估计为 } \hat{\theta} = \frac{N}{n}.$$



假设检验



- 假设检验的概念与两类错误
- 正态总体的假设检验（六种，自己总结！）



- 例：食用加碘盐对人的健康有利，但盐中含碘过多，则对健康有害，按规定：每包食盐中含碘量**不得超过20毫克**。现对某厂生产的食盐进行抽查，随机取出**16**包，测得每包含碘量的平均值**22**毫克，样本均方差**S=2.5**毫克，设每包含碘量**X**服从正态分布。(1)在显著性水平为**0.05**下，问该厂生产的食盐含碘量是否合格？(2)求均值的置信度为**95%**的置信区间。

- 解：
$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{22 - 20}{2.5/\sqrt{16}} = 3.2 > t_{0.05}(n-1) = 1.75$$

$$(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)) = (22 - \frac{2.5}{\sqrt{16}} t_{0.025}(15), 22 + \frac{2.5}{\sqrt{16}} t_{0.025}(15))$$



- 例：设 X_1, X_2, X_3 为服从两点分布 $B(1, p)$ 的样本，假设检验问题：

$$H_0 : p = \frac{1}{2} \leftrightarrow H_1 : p = \frac{3}{4}.$$

现假设检验的拒绝域为 $\{X_1 + X_2 + X_3 \geq 1\}$ ，求该检验的第一类错误与第二类错误。

解：

$$\alpha = P(X_1 + X_2 + X_3 \geq 1 | H_0) = 7 / 8$$
$$\beta = P(X_1 + X_2 + X_3 < 1 | H_1) = 1 / 64$$