

《概率论与数理统计》试卷 1

注：可能用到的数据

$$\Phi(1.65)=0.95, \quad \Phi(1.96)=0.975, \quad \Phi(0.89)=0.81 \quad \Phi(3.0)=0.9987, \quad t_{0.025}(35)=2.0301$$

一、填空与单项选择题（每题 4 分，共 40 分）

1. 设 $P(A)=1/4$, $P(A|B)=1/2$, $P(B|A)=1/3$ 则 $P(A \cup B)=$ _____

2. 已知离散型随机变量 X 的分布函数为 $F(x)=\begin{cases} 0, & x < -2 \\ 0.2, & -2 \leq x < -1 \\ 0.6, & -1 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$ 则 X 的分布律为 _____

3. 设一大批电子元件的正品率为 0.8, 每次任取一件进行测试, 只要测得一个正品就停止测试工作, X 表示测试次数, 则 X 的分布律为 _____

4. 设 X 服从 $N(2, \sigma^2)$, $Y=\begin{cases} 1, & X \leq 2, \\ 0, & X > 2. \end{cases}$ 则 $E(Y)=$ _____

5. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 相互独立, 都服从(0-1)分布, 且: $P\{X_i=0\}=P\{X_i=1\}=\frac{1}{2}$, $i=1, 2, 3, 4$,

则行列式 $Y=\begin{vmatrix} X_1 & X_2 \\ X_3 & X_4 \end{vmatrix}$ 的数学期望为 $E(Y)=$ _____

6. 设 X_1, \dots, X_n, \dots 相互独立且均服从参数为 $\lambda=2$ 的指数分布, 则 $n \rightarrow \infty$ 时 $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 依概

率收敛于 ()

(A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{1}{3}$ (C) $\frac{1}{2}$ (D) 0

7. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 则 $Y=3X+2$ 的概率密度为 ()

(A) $3f(x)+2$; (B) $3f(\frac{x-2}{3})$; (C) $\frac{1}{3}f(x)+2$; (D) $\frac{1}{3}f(\frac{x-2}{3})$ 。

8. 设 X 和 Y 相互独立, 且都服从区间 $[0, 1]$ 上的均匀分布, 则 ()

(A) $P\{X+Y>1\}=\frac{1}{4}$; (B) $P\{X+Y<1\}=\frac{1}{2}$; (C) $P\{X=Y\}=\frac{1}{2}$; (D) $X=Y$ 。

9. 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) ($n \geq 2$) 为来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

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

(A) $\frac{\sigma^4}{n}$; (B) $\frac{2\sigma^2}{n}$; (C) $\frac{\sigma^4}{n-1}$; (D) $\frac{2\sigma^4}{n-1}$ 。

10. 设总体 X 和 Y 相互独立, 分别服从正态分布 $N(\mu_1, 3^2)$ 和 $N(\mu_2, 3^2)$, 设 X_1, \dots, X_9 和 Y_1, \dots, Y_9 分别是来自 X 和 Y 的相互独立的样本, 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的条件下, 假设检验问题 $H_0: \mu_1 = \mu_2, H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ 的拒绝域为 ()

(A) $\left| \sum_{i=1}^9 (X_i - Y_i) \right| \geq 24.95$ (B) $\left| \sum_{i=1}^9 (X_i - Y_i) \right| \geq 21.00$

(C) $\sum_{i=1}^9 (X_i - Y_i) \geq 24.95$ (D) $\sum_{i=1}^9 (X_i - Y_i) \geq 21.00$

二、(10分) 今有三个盒子, 第一个盒子内有 1 只红球和 2 只黄球; 第二个盒子内有 2 只蓝球和 2 只白球; 第三个盒子内有 3 只蓝球和 1 只白球, 现从第一个盒子中任取一球, 若第一次取到红球, 则在第二个盒子中任取两球; 若第一次取到黄球, 则在第三个盒子中任取两球。求第二次取到的两球都是蓝球的概率。

三、(10分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < x < y, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ (1) (6分) 分别求

X 与 Y 的边缘概率密度 $f_X(x)$ 及 $f_Y(y)$; (2) (4分) 判断 X 与 Y 是否相互独立, 并说明理由。

四、(10分) 设 (X, Y) 服从二维正态分布, 且 $X \sim N(1, 9)$, $Y \sim N(0, 16)$, $\rho_{XY} = -\frac{1}{4}$ 。设

$Z = \frac{X}{3} + \frac{Y}{2}$, (1) (6分) 求 ρ_{XZ} ; (2) (4分) 问 X 和 Z 是否相互独立? 为什么?

五、(10分) 在一零售商店中, 其结帐柜台替各顾客服务的时间 (以分钟计) 是相互独立相同分布的随机变量, 其均值为 1.5, 方差为 1, 求对 100 位顾客的总服务时间不多于 120 分钟的概率。

六、(10分) 设总体 X 服从区间 $[0, \theta]$ 上的均匀分布, $\theta > 0$ 未知, X_1, X_2, X_3 是 X 的样本。

(1) (3分) 求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1$; (2) (3分) 求 θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta}_2$;

(3) (2分) 判断 $\hat{\theta}_1$ 是否为 θ 的无偏估计量; (4) (2分) 判断 $\hat{\theta}_2$ 是否为 θ 的无偏估计量。

七、(10分) 设大学生每季度网购消费金额 (单位: 元) 服从正态分布, 今随机地抽查 36 位大学生, 算得样本均值 $\bar{x} = 66.5$, 样本标准差 $s = 15$ 。问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的条件下, 是否可以认为大学生的季度平均网购消费金额为 70 元?

《概率论与数理统计》试卷 2

注: 可能用到的数据

$$z_{0.05} = 1.645, \quad z_{0.025} = 1.96, \quad \Phi(1.25) = 0.8944, \quad t_{0.05}(14) = 1.7613$$

$$t_{0.05}(16) = 1.7459, \quad t_{0.025}(14) = 2.1448, \quad t_{0.025}(16) = 2.1199$$

一、 填空与单项选择题 (每题 4 分, 共 40 分)

1. 设事件 A, B, C 两两独立, 且 $ABC = \emptyset$, $P(A) = P(B) = P(C)$, 已知事件 A, B, C 中至少有一个发生的概率为 $\frac{9}{16}$, 则 $P(A) =$ _____

2. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = Ae^{-x^2+x}$, 则 $A =$ _____

3. 设离散型随机变量 X 的分布函数为
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ a, & -1 \leq x < 1 \\ \frac{2}{3} - a, & 1 \leq x < 2 \\ a + b, & x \geq 2 \end{cases}$$
 且 $P\{X = 2\} = \frac{1}{2}$, 则 $a =$ __, $b =$ __

4. 分别从两个总体 $X \sim N\left(0, \frac{1}{2}\right)$, $Y \sim N\left(0, \frac{1}{2}\right)$ 中抽取两个相互独立的样本 X_1, X_2, \dots, X_n 和

Y_1, Y_2, \dots, Y_n , 则 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - Y_i|$ 依概率收敛于 _____

5. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且都在 $(0, 1)$ 区间上服从均匀分布, 则 $Z = X + Y$ 的概率密度为 _

6. 设 $F_1(x)$ 和 $F_2(x)$ 是随机变量的分布函数, $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$ 是相应的概率密度, 则可作为某个随机变量的分布函数的是 ()

- (A) $F_1(x) + F_2(x)$; (B) $F_1(x)F_2(x)$; (C) $f_1(x) + f_2(x)$; (D) $f_1(x)f_2(x)$.

7. 设 X 与 Y 相互独立, 且 X 服从参数为 $\lambda=1$ 的指数分布, Y 的分布律为

$$P\{Y=i\} = \frac{i+1}{6} \quad (i=0,1,2), \text{ 则 } P\{X+Y \leq 1\} = ()$$

- (A) $\frac{1}{2e}$; (B) $\frac{1}{2}\left(1-\frac{1}{e}\right)$; (C) $\frac{1}{6e}$; (D) $\frac{1}{6}\left(1-\frac{1}{e}\right)$.

8. 设总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{2n} 为 X 的样本, 则 $V = \frac{(X_1 - X_2 - \dots - X_n)^2}{(X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{2n})^2} \sim ()$

- (A) $t(n)$; (B) $F(n, 2n)$; (C) $F(n, n)$; (D) $F(1, 1)$.

9. 设 X 服从 $[0, \theta]$ 上的均匀分布, X_1, X_2, \dots, X_n 为 X 的样本, $\hat{\theta} = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 则下列结论正确的是 ()。

- (A) $\hat{\theta}$ 不是统计量; (B) $\hat{\theta}$ 不是 θ 的矩估计量;
(C) $\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计量; (D) $\hat{\theta}$ 是 θ 的最大似然估计量。

10. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ 与 σ^2 均为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为 X 的样本, 则 σ^2 的置信水平为 95% 的置信区间为 ()

- (A) $\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{0.975}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{0.025}(n-1)} \right)$; (B) $\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{0.025}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{0.975}(n-1)} \right)$;
(C) $\left(\frac{(n-1)S^2}{t_{0.025}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{t_{0.975}(n-1)} \right)$; (D) $\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{0.025}(n-1) \right)$.

二、(10 分) 袋中装有 2 只正品硬币, 3 只次品硬币 (次品硬币的两面均印有国徽), 在袋中任取一只, 将它投掷 1 次, 发现出现国徽, 问这只硬币是次品的概率为多少?

三、(10 分) 设随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 24x(1-x-y), & x > 0, y > 0, x+y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

(1) 试判断 X 和 Y 是否相互独立; (2) 求 $E(X)$ 与 $D(X)$.

四、(10 分) 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_{n+m} ($n > m$) 独立同分布, 且方差有限, 设 $S = \sum_{i=1}^n X_i$,

$T = \sum_{i=1}^m X_{n+i}$, 试求 S 与 T 的相关系数.

五、(10 分) 某微信群有 100 个成员, 任意一时刻每个成员进入该群的概率为 20%, 且各个成员是否进入是相互独立的. 试计算在任意一时刻有多于 25 个成员同时进入该群的概率.

六、(10 分) 设总体 X 具有分布律

X	1	2	3
p_k	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	$(1-\theta)^2$

其中 $\theta (0 < \theta < 1)$ 为未知参数. X 的一组样本观察值为

1, 2, 1, 3, 2, 3, 1, 1, 2, 2, 3, 2, 1, 2, 3, 3

试分别求参数 θ 的矩估计值和最大似然估计值.

七、(10 分) 甲、乙两个工厂生产的灯泡的寿命分别为 X 、 Y (单位: h), 已知 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$. 现在从甲乙两个厂生产的灯泡中分别各自独立地抽取 8 个样品测量其寿命, 算得样本均值分别为 $\bar{x} = 910$, $\bar{y} = 880$, 样本方差分别为 $s_1^2 = 800$, $s_2^2 = 1000$, 问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下能否认为甲厂灯泡的平均寿命比乙厂的大?

《概率论与数理统计》试卷 3

注: 可能用到的数据

$$\Phi(2.33) = 0.9901, \quad \Phi(1.65) = 0.9505, \quad \chi_{0.05}^2(4) = 9.488, \quad \chi_{0.025}^2(4) = 11.143$$

一、填空题 (每小题 4 分, 共 20 分)

1. 已知事件 A, B 满足 $P(AB) = P(\bar{A} \cap \bar{B})$, 且 $P(A) = 0.3$, 则 $P(B) = \underline{\hspace{2cm}}$.

2. 设总体 X 服从参数为 p ($0 < p < 1$, p 已知) 的 (0-1) 分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的

样本, \bar{X} 为其样本均值, 则 $P\left\{\bar{X} = \frac{k}{n}\right\} = \underline{\hspace{2cm}}$.

3. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 是独立同分布的随机变量序列, 且 $E(X_i) = \mu$, $D(X_i) = \sigma^2$

($i = 1, 2, \dots$), 则 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 依概率收敛于 $\underline{\hspace{2cm}}$.

4. 设总体 X 与 Y 相互独立且均服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, \bar{X}, \bar{Y} 分别是来自总体 X, Y 且容量均为 n 的样本的样本均值, 则当 n 固定时, 概率 $P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > \sigma\}$ 的值随 σ 的增大而 $\underline{\hspace{2cm}}$.

5. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且 $X \sim N(1, 2), Y \sim N(1, 1)$, 则 $P\{XY - Y < 0\} = \underline{\hspace{2cm}}$.

二、选择题 (每小题 4 分, 共 20 分)

1. 若 A, B 为任意两个随机事件, 则下列不等式一定成立的为 ()

(A) $P(AB) \leq P(A)P(B)$

(B) $P(AB) \geq P(A)P(B)$

(C) $P(AB) \leq \frac{P(A) + P(B)}{2}$

(D) $P(AB) \geq \frac{P(A) + P(B)}{2}$

2. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, X 服从参数 $p = \frac{1}{2}$ 的 (0-1) 分布, Y 服从参数 $p = \frac{1}{3}$ 的 (0-1) 分

布, 则方程 $t^2 + 2Xt + Y = 0$ 中 t 有唯一实根的概率为 ()

(A) $1/3$

(B) $1/2$

(C) $1/6$

(D) $2/3$

3. 设 $X_1, X_2, \dots, X_{10}, X$ 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 令 $Y^2 = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} X_i^2$, 则下

列结论正确的为 ()

(A) $X^2 \sim \chi^2(1)$

(B) $Y^2 \sim \chi^2(10)$

(C) $\frac{X}{Y} \sim t(10)$

(D) $\frac{X^2}{Y^2} \sim F(10, 1)$

4. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ (σ^2 已知), 则在给定样本容量 n 的及置信度 $1 - \alpha$ 的情况下, 未知参数 μ 的置信区间长度随着样本均值 \bar{X} 的增加而 ()

(A) 条件不足, 不能判断

(B) 增加

(C) 减少

(D) 不变

5. 设 $f_1(x)$ 为标准正态分布的概率密度, $f_2(x)$ 为 $[-1, 3]$ 上均匀分布的概率密度, 若使

$$f(x) = \begin{cases} a f_1(x), & x \leq 0 \\ b f_2(x), & x > 0 \end{cases} \quad (a > 0, b > 0) \text{ 为概率密度, 则 } a, b \text{ 应满足 ()}$$

- (A) $2a + 3b = 4$ (B) $3a + 2b = 4$ (C) $a + b = 1$ (D) $a + b = 2$

三、(10 分) 今有 3 个罐子, 它们的标号是 1, 2, 3, 每个罐子中都装有 a 只红球和 b 只白球。先从 1 号罐子中任取一只球放入 2 号罐子, 再从 2 号罐子中任取一只球放入 3 号罐子, 然后从 3 号罐子中任取一球, 问取到红球的概率为多少?

四、(10 分) 设随机变量 X_1, X_2, X_3, X_4 独立同分布, $P\{X_i = 0\} = 0.7$, $P\{X_i = 1\} = 0.3$,

($i = 1, 2, 3, 4$) 求随机变量 $X = \begin{vmatrix} X_1 & X_2 \\ X_3 & X_4 \end{vmatrix}$ 的分布律.

五、(10 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} 2 - x - y, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

(1) 判断 X 与 Y 是否相互独立; (2) 求 $Z = X + Y$ 的概率密度.

六、(10 分) 某供电站供应本地区 10000 户居民用电, 已知每户每天用电量 (单位: 度) 服从区间 $[0, 12]$ 上的均匀分布. 试用中心极限定理计算, 该供电站每天至少要向居民供应多少度电才能以 99% 的概率保证本地区居民的正常用电.

七、(10 分) 设总体 X 的概率密度为 $f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{1 - \theta}, & \theta \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 其中 θ 为未知参数,

X_1, X_2, \dots, X_n 为来自该总体的样本, 则 (1) 求 θ 的矩估计量; (2) 求 θ 的最大似然估计量.

八、(10 分) 标准差 σ 是衡量机床加工精度的重要特征. 在生产条件稳定的情况下, 一自动机床所加工零件的尺寸服从正态分布, 假设设计要求 σ 不超过 0.5 mm. 为了控制生产过程, 定时对产品进行抽验: 每次抽验 5 件, 测定其尺寸的标准差为 S , 试给出 S 的取值区间, 使得当 S 落在该区间时, 就可以根据显著性检验判定机床的精度降低了. (显著性水平为 $\alpha = 0.05$)

《概率论与数理统计》试卷 4

可能用到的数据:

$$\Phi(1.96) = 0.975, F_{0.05}(7, 8) = 3.50, F_{0.05}(8, 7) = 3.73, t_{0.05}(15) = 1.7531$$

一、填空题（每小题 4 分，共 20 分）

1、设 A, B, C 是随机事件， A, C 互不相容， $P(AB) = \frac{1}{2}$ ， $P(C) = \frac{1}{3}$ ，则 $P(AB|\bar{C}) =$ _____.

2、设 $X \sim b(8, 1/4)$ ， $Y \sim \pi(2)$ ，且 $Cov(X, Y) = \frac{1}{4}$ ，则 $D(X - 2Y) =$ _____.

3、设 x_1, x_2, \dots, x_n 为来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本，样本均值 $\bar{x} = 9.5$ ，参数 μ 的置信度为 0.95 的双侧置信区间的置信上限为 10.8，则 μ 的置信度为 0.95 的双侧置信区间为_____.

4、计算反常积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} (x^2 - 4x + 4) e^{-\frac{(x-2)^2}{2}} dx =$ _____.

5、设随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = 0.5\Phi(x) + 0.5\Phi(\frac{x-4}{2})$ ，其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数，则 $E(X) =$ _____.

二、选择题（每小题 4 分，共 20 分）

1、设 ξ, η, ζ 都服从区间 $[-1, 1]$ 上的均匀分布，且它们之间的相关系数均为 ρ ，令 $X = \xi + \eta$ ， $Y = \eta + \zeta$ ，则 X 与 Y 不相关的充分必要条件为（ ）

(A) ξ, η, ζ 相互独立； (B) ξ, η, ζ 两两不相关； (C) $\rho = \frac{1}{3}$ ； (D) $\rho = -\frac{1}{3}$.

2、设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2) (\sigma > 0)$ ，记 $p = P\{X \leq \mu + \sigma^2\}$ ，则（ ）

(A) p 随着 μ 的增加而增加； (B) p 随着 σ 的增加而增加；
(C) p 随着 μ 的增加而减少； (D) p 随着 σ 的增加而减少.

3、对单个正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ (σ^2 已知) 的 μ 进行检验，如果已知在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的条件下接受了 H_0 ，其中 $H_0: \mu \leq \mu_0$ ， $H_1: \mu > \mu_0$ 。那么当显著性水平为 $\alpha = 0.01$ 时，下面结论中正确的是（ ）

(A) 必接受 H_0 ； (B) 必拒绝 H_0 ，接受 H_1 ；
(C) 可能接受也可能拒绝 H_0 ； (D) 拒绝 H_0 ，可能接受也可能拒绝 H_1 。

4、设 X_1, X_2, \dots, X_n ($n \geq 2$) 来自总体 $N(\mu, 1)$ 的简单随机样本, 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 则下列结论中不正确的是 ()

(A) $\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ 服从 χ^2 分布; (B) $2 \sum_{i=1}^n (X_n - X_i)^2$ 服从 χ^2 分布;

(C) $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 服从 χ^2 分布; (D) $n(\bar{X} - \mu)^2$ 服从 χ^2 分布.

5、设 X, Y 相互独立, 且都服从 $\lambda = 2$ 的泊松分布, 则有 ()

(A) $P\{X + Y = 2 | Y = 1\} = \frac{1}{2}$; (B) $P\{Y = 1 | X + Y = 2\} = \frac{1}{2}$;

(C) $P\{\max(X, Y) = 1 | Y = 1\} = \frac{1}{2}$; (D) $P\{Y = 1 | \max(X, Y) = 1\} = \frac{1}{2}$.

三、(10分) 一同学丢了钥匙, 丢在宿舍里、教室里、校园路上的概率分别为 0.5、0.3 和 0.2, 而丢在上述三处地方被找到的概率分别为 0.8、0.3 和 0.1, 求在找到钥匙时, 钥匙丢在教室里的概率.

四、(10分) 设 X 服从参数为 $\lambda = 1$ 的指数分布, $Y_k = \begin{cases} 0, & X \leq k \\ 1, & X > k \end{cases} \quad k = 1, 2$ 试求 (Y_1, Y_2) 的分布律.

五、(10分) 一工人修理一台机器需两个阶段, 第一阶段所需时间 (小时) 服从均值为 0.2 的指数分布, 第二阶段服从均值为 0.3 的指数分布, 且与第一阶段独立. 现有 50 台机器需要修理, 利用中心极限定理试求该工人在 30 小时内完成修理工作的概率.

六、(10分) 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 θ 为未知参数且大于零,

X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 试求 1) θ 的矩估计量; 2) θ 的最大似然估计量.

七、(10分) 设某种产品来自甲、乙两个厂家, 为考查产品性能的差异, 现从甲乙两厂产品中分别抽取相互独立的 8 件和 9 件产品, 测其性能指标 x , 得到两组数据, 运算得

$\bar{x}_1 = 0.190, \quad s_1^2 = 0.006, \quad \bar{x}_2 = 0.238, \quad s_2^2 = 0.008$ 假设测定结果服从正态分布

$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) (i = 1, 2)$, 则在检验水平为 $\alpha = 0.10$ 条件下, 能否认为 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$.

八、(10分) 设随机变量 X 和 Y 相互独立, 且 X 的概率分布为 $P\{X=0\}=P\{X=2\}=\frac{1}{2}$, Y

的概率密度为 $f(y)=\begin{cases} 2y, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 试求 (1) $P\{Y \leq EY\}$; (2) $Z=X+Y$ 的概率密度.

《概率论与数理统计》试卷 5

可能用到的数据: $t_{0.05}(15)=1.7531$, $t_{0.025}(15)=2.1315$, $t_{0.05}(16)=1.7459$,
 $t_{0.025}(16)=2.1199$, $t_{0.025}(63)=1.96$, $t_{0.05}(63)=1.645$

一、填空题 (每小题 4 分, 共 20 分)

1、设 A, B 是随机事件, 且 $P(A)=0.6$, $P(\bar{A}B)=0.2$, $P(B)=0.4$, 则 $P(A-B)=$ _____.

2、已知 (X, Y) 的分布律为:

$Y \backslash X$	-1	0	1
0	0.1	0.2	a
1	b	0.1	0.2

且 $P\{X^2+Y^2=1\}=0.5$, 则 $P\{X^2Y^2=1\}=$ _____.

3、设随机变量 X 服从参数为 1 的泊松分布, 则 $P\{X=E(X^2)\}=$ _____.

4、设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(\mu, \frac{1}{2})$, 如果 $P\{X+Y \leq 1\}=\frac{1}{2}$, 则 μ 的值为_____.

5、设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本, 且 $E(X)=\mu$, $D(X)=\sigma^2$, \bar{X}, S^2 分别表示样本均值和样本方差, 则当 $c=$ _____时, 统计量 $\bar{X}^2 - cS^2$ 是 μ^2 的无偏估计.

二、选择题 (每小题 4 分, 共 20 分)

1、设随机变量 X 的概率密度为 $f(x)=\begin{cases} e^{\lambda-x}, & x > \lambda \\ 0, & x \leq \lambda \end{cases}$ ($\lambda > 0$), 则概率 $P\{\lambda < X < \lambda+a\}$ ($a > 0$)

的值 ()

(A) 与 λ 无关, 随 a 的增大而增大; (B) 与 λ 无关, 随 a 的增大而减小;

(C) 与 a 无关, 随 λ 的增大而增大; (D) 与 a 无关, 随 λ 的增大而减小.

2、设随机变量 X 的分布函数为 $F(x)$, 构造函数 $F_1(x) = F(ax)$ (a 为常数), $F_2(x) = F^2(x)$, $F_3(x) = 1 - F(-x)$, $F_4(x) = F(x+a)$, 则可以确定是分布函数的为 ()

(A) $F_1(x), F_2(x)$; (B) $F_2(x), F_3(x)$; (C) $F_3(x), F_4(x)$; (D) $F_2(x), F_4(x)$.

3、将长度为 1m 的木棒随机地截成两段, 则两段长度 X 和 Y 的相关系数 ρ 为 ()

(A) 1; (B) -1; (C) 1/2; (D) -1/2.

4、设 X_n 表示将一枚硬币抛掷 n 次后出现“正面”的次数, 则 ()

(A) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{X_n - n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$; (B) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{X_n - 2n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$;

(C) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{2X_n - n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$; (D) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{2X_n - 2n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$.

5、设随机变量 $X \sim t(n)$ ($n > 1$), $Y = \frac{1}{X^2}$, 则随机变量 Y 服从的分布为 ()

(A) $\chi^2(n)$; (B) $\chi^2(n-1)$; (C) $F(n, 1)$; (D) $F(1, n)$.

三、(10 分) 有三个一模一样的盒子, 一号盒子中有 15 颗水果糖和 5 颗巧克力糖, 二号盒子中有 11 颗水果糖和 29 颗巧克力糖, 三号盒子中有 25 颗水果糖和 15 颗巧克力糖, 现从中随机选择一个盒子, 再从中摸出一颗糖, 发现是水果糖, 试求这颗糖来自一号盒子的概率.

四、(10 分) 某电商销售某种家用电器采用新的经销模式: 按电器使用年限的长短来确定销售价格。

设使用寿命为 X 服从正态分布 $N(2, \sigma^2)$ (单位: 年), 规定: 电器销售定价 $Y = \begin{cases} 1000, & X \leq 1 \\ 2000, & 1 < X \leq 3 \\ 3000, & X > 3 \end{cases}$

试求该商店销售一台电器所得销售收入 Y 的数学期望.

五、(10 分) 已知二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} k(1-x)y, & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

(1) 求常数 k ; (2) 分别求 X 和 Y 的边缘概率密度 $f_X(x)$, $f_Y(y)$.

六、(10分) 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \lambda) = \begin{cases} \lambda^2 x e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 λ 为未知参数且大于零,

X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 试求 λ 的最大似然估计量.

七、(10分) 某高校教务部对线性代数考试成绩进行评估, 已知线性代数成绩 X 服从正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 现从中抽取 64 个学生的成绩, 算得样本均值为 66.5 分, 样本标准差为 15 分. 试求: (1) 总体均值 μ 的置信度为 0.95 的置信区间;

(2) 在显著性水平为 0.05 的条件下, 检验假设 $H_0: \mu = 70$, $H_1: \mu \neq 70$.

八、(10分) 设 $P(A) = p$, $P(B) = 1 - \varepsilon$, 试证明 $\frac{p - \varepsilon}{1 - \varepsilon} \leq P(A|B) \leq \frac{p}{1 - \varepsilon}$.

试卷 1 答案

一、1. 1/3

$$\text{解 } P(AB) = P(A)P(B|A) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{12}; P(B) = \frac{P(AB)}{P(A|B)} = \frac{1/12}{1/2} = \frac{1}{6}$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = \frac{1}{4} + \frac{1}{6} - \frac{1}{12} = \frac{1}{3}$$

$$2. X \sim \begin{pmatrix} -2 & -1 & 1 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{pmatrix}$$

解 由离散型随机变量分布函数的性质可知, X 的可能取值为 $-2, -1, 1$

$$P\{X = -2\} = F(-2) - F(-2-0) = 0.2 - 0 = 0.2$$

$$P\{X = -1\} = F(-1) - F(-1-0) = 0.6 - 0.2 = 0.4$$

$$P\{X = 1\} = F(1) - F(1-0) = 1 - 0.6 = 0.4$$

$$3. P\{X = k\} = (0.2)^{k-1} 0.8, k = 1, 2, 3, \dots$$

4. 1/2

解 因 $X \sim N(2, \sigma^2)$, 所以 $P\{X \leq 2\} = P\{X > 2\} = \frac{1}{2}$;

Y 是 0-1 分布的随机变量, 故 $E(Y) = 0 \cdot P\{Y=0\} + 1 \cdot P\{Y=1\} = P\{Y=1\} = P\{X \leq 2\} = \frac{1}{2}$

5. 0

解 $Y = \begin{vmatrix} X_1 & X_2 \\ X_3 & X_4 \end{vmatrix} = X_1 X_4 - X_2 X_3$, 因 X_1, X_2, X_3, X_4 独立同分布, 所以 $X_1 X_4$ 与 $X_2 X_3$ 分布也

相同, 所以 $E(Y) = E(X_1 X_4 - X_2 X_3) = 0$

6. C

解 X_i 服从参数为 $\lambda = 2$ 的指数分布, 所以 $E(X_i) = \frac{1}{2}, D(X_i) = \frac{1}{4}$

由于 $X_1^2, \dots, X_n^2, \dots$ 独立同分布, 根据辛钦大数定律可知,

Y_n 依概率收敛于 $E(X_i^2) = D(X_i) + [E(X_i)]^2 = \frac{1}{2}$

7. D

解 $Y = g(X) = 3X + 2$ 严格单调递增, 根据公式法, 由 X 的概率密度 $f(x)$ 能得到 Y 的概率密度

$f_Y(y) = f(h(y)) |h'(y)|$, 其中 $h(y) = \frac{y-2}{3}$, 即 $f_Y(y) = \frac{1}{3} f(\frac{y-2}{3})$

8. B

解 因 X 和 Y 相互独立, 所以 (X, Y) 的联合概率密度 $f(x, y) = f_X(x) f_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < x, y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

A: $P\{X + Y > 1\} = \iint_{x+y>1} f(x, y) dx dy = \frac{1}{2}$,

B: $P\{X + Y < 1\} = \iint_{x+y<1} f(x, y) dx dy = \frac{1}{2}$

C: 因 X 和 Y 是连续型随机变量, 所以 $P\{X=Y\}=0$

D: 虽然 X 和 Y 的分布相同, 但是不能说明他们是两个相同的随机变量

9. D

解 正态总体下统计量的分布定理可知 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 所以

$$D\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = 2(n-1), \quad D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

10. A

解 这属于双正态总体方差已知的假设检验问题, 所以拒绝域是

$$\frac{|\bar{X} - \bar{Y}|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{1}{\sqrt{2}} |\bar{X} - \bar{Y}| \geq z_{\alpha/2} = 1.96 \quad \text{所以} \quad \left| \sum_{i=1}^9 (X_i - Y_i) \right| \geq 24.95$$

二、解 设 B_1 表示“从第一盒子中取一球为红球”, B_2 表示“从第一盒子中取一球为黄球”, A 表示“第二次取的两球为蓝球”, 易知 B_1, B_2 是样本空间的一个划分, 且

$$P(B_1) = \frac{1}{3}, \quad P(B_2) = \frac{2}{3}, \quad P(A|B_1) = \frac{C_2^2}{C_4^2} = \frac{1}{6}, \quad P(A|B_2) = \frac{C_3^2}{C_4^2} = \frac{1}{2}.$$

由全概率公式得 $P(A) = P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{6} + \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{7}{18}$.

三、解 (X, Y) 关于 X 的边缘概率密度为 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy$

当 $x > 0$ 时, $f_X(x) = \int_x^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-x}$; 当 $x \leq 0$ 时, $f_X(x) = 0$; 所以 $f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它}. \end{cases}$

同理可得 $f_Y(y) = \begin{cases} ye^{-y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其它}. \end{cases}$ 由于 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故不相互独立。

四、解 (1) $D(Z) = \frac{1}{9}D(X) + \frac{1}{4}D(Y) + 2 \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} \text{Cov}(X, Y)$

$$= \frac{1}{9} \times 9 + \frac{1}{4} \times 16 + \frac{1}{3} \rho_{XY} \sqrt{D(X)D(Y)} = \frac{1}{9} \times 9 + \frac{1}{4} \times 16 + \frac{1}{3} \times \left(-\frac{1}{4}\right) \times 3 \times 4 = 4$$

$$\text{Cov}(X, Z) = \frac{1}{3} \text{Cov}(X, X) + \frac{1}{2} \text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{3} D(X) + \frac{1}{2} \rho_{XY} \sqrt{D(X)D(Y)} = \frac{1}{3} \times 9 + \frac{1}{2} \times \left(-\frac{1}{4}\right) \times 12 = \frac{3}{2}$$

$$\rho_{XZ} = \text{Cov}(X, Z) / \sqrt{D(X)D(Y)} = \frac{3}{4}. \quad (2) \text{ 因为 } \rho_{XZ} \neq 0, \text{ 所以不相互独立, 且相关.}$$

五、解 设对第 i 个顾客的服务时间为 X_i , 则 X_1, X_2, \dots, X_{100} 相互独立相同分布, 且

$$E(X_i) = 1.5, \quad D(X_i) = 1, \quad i = 1, 2, \dots, 100. \text{ 于是由独立同分布的中心极限定理, 得 } P\left\{\sum_{i=1}^{100} X_i \leq 120\right\}$$

$$= P\left\{\frac{\sum_{i=1}^{100} X_i - 100 \times 1.5}{\sqrt{100 \times 1}} \leq \frac{120 - 100 \times 1.5}{\sqrt{100 \times 1}}\right\} \approx \Phi\left(\frac{120 - 100 \times 1.5}{\sqrt{100 \times 1}}\right) = \Phi(-3) = 1 - \Phi(3) = 0.0013.$$

$$\text{六、解 因为总体 } X \text{ 的概率密度 } f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases} \text{ 所以 } E(X) = \frac{1}{2}\theta, \text{ 令 } \frac{1}{2}\theta = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i,$$

解得参数矩估计量分别为 $\hat{\theta}_1 = 2\bar{X}$,

似然函数 $L(\theta) = \frac{1}{\theta^3}$, $x_{(3)} \leq \theta$, 得最大似然估计量: $\hat{\theta}_2 = x_{(3)} = \max\{x_i\}$,

$$E(\hat{\theta}_1) = E(2\bar{X}) = 2 \frac{1}{n} n E(X) = \theta$$

是无偏估计

$$f_{\max}(y; \theta) = \begin{cases} \frac{3}{\theta} \left(\frac{y}{\theta}\right)^2, & 0 \leq y < \theta, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases} \quad E(\hat{\theta}_2) = \frac{3}{\theta^3} \int_0^\theta y^3 dy = \frac{3}{4} \theta$$

不是无偏估计

七、解 设大学生每季度网购消费金额为 X , 则 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$H_0: \mu = \mu_0 = 70, H_1: \mu \neq \mu_0 \quad \text{检验统计量 } t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}}, \text{ 拒绝域 } |t| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$$

$$\text{算得 } |t| = \left| \frac{66.5 - 70}{15 / \sqrt{36}} \right| = 1.4 < t_{0.025}(35) = 2.0301 \text{ 可以认为大学生季度平均网购消费金额为 70 元。}$$

试卷 2 答案

一、 1. 1/4

$$\text{解 } P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC) = \frac{9}{16}$$

$$\text{根据所给条件得 } 3P(A) - 3[P(A)]^2 = \frac{9}{16}$$

$$\text{解得 } P(A) = \frac{1}{4} \text{ or } \frac{3}{4},$$

$$\text{因 } P(A \cup B \cup C) = \frac{9}{16}, \text{ 所以 } P(A) = \frac{1}{4}$$

$$2. \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-\frac{1}{4}}$$

$$\text{解 由密度函数的归一性得 } \int_{-\infty}^{+\infty} A e^{-x^2+x} dx = 1$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} A e^{-x^2+x} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} A e^{-(x^2-x+\frac{1}{4})+\frac{1}{4}} dx = A e^{\frac{1}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x-\frac{1}{2})^2} dx = 1, \text{ 令 } x - \frac{1}{2} = \frac{t}{\sqrt{2}}, \text{ 则}$$

$$A e^{\frac{1}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x-\frac{1}{2})^2} dx = \frac{A e^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt, \text{ 根据标准正态分布密度函数的归一性 } \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 1,$$

$$\text{得 } \int_{-\infty}^{+\infty} A e^{-x^2+x} dx = \frac{A e^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{A e^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{2}} \cdot \sqrt{2\pi} = 1 \text{ 解得 } A = \frac{e^{-\frac{1}{4}}}{\sqrt{\pi}}$$

$$3. a = 1/6; b = 5/6$$

$$\text{解 利用 } F(+\infty) = 1, \text{ 得 } a + b = 1$$

利用 $P\{X=2\}=1/2$, 得 $F(2)-F(2-0)=(a+b)-(2/3-a)=1/2$

解得 $a=1/6, \quad b=5/6$

4. $\sqrt{\frac{2}{\pi}}$

解 根据大数定律可知 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - Y_i|$ 依概率收敛于 $E(|X_i - Y_i|) = E(|X - Y|)$

接下来计算 $E(|X - Y|)$

因 $X \sim N(0, \frac{1}{2}), Y \sim N(0, \frac{1}{2})$, 且独立, 利用正态分布可加性, 得 $X - Y \sim N(0, 1)$

令 $Z = X - Y$, 则 Z 的概率密度 $f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$

$$E(|X - Y|) = E(|Z|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |z| \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} z e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

5.
$$f(z) = \begin{cases} z, & 0 < z < 1, \\ 2-z, & 1 < z < 2, \\ 0, & \text{others.} \end{cases}$$

解 X 和 Y 的概率密度 $f(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

由卷积公式得 Z 的概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx$, $f_X(x) f_Y(z-x) = \begin{cases} 1, & 0 < x, z-x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

当 $z \leq 0$ 或 $z \geq 2$ 时 $f_Z(z) = 0$

当 $0 < z < 1$ 时, $f_Z(z) = \int_0^z dx = z$

当 $1 < z < 2$ 时, $f_Z(z) = \int_{z-1}^1 dx = 2-z$

6. B

解 只有选项 B 的函数满足分布函数的三个性质

7. D

解 由题意知 Y 的可能取值是0,1,2

$$\begin{aligned} P\{X+Y \leq 1\} &= P\{X+Y \leq 1, Y=0\} + P\{X+Y \leq 1, Y=1\} + P\{X+Y \leq 1, Y=2\} \\ &= P\{X \leq 1, Y=0\} + P\{X \leq 0, Y=1\} + P\{X \leq -1, Y=2\} \\ &= P\{X \leq 1, Y=0\} = P\{X \leq 1\}P\{Y=0\} = \int_0^1 e^{-x} dx \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6}(1-e^{-1}) \end{aligned}$$

8. D

解 利用正态分布可加性, 可得

$$X_1 - X_2 - \cdots - X_n \sim N(0, n\sigma^2), \quad X_{n+1} + X_{n+2} + \cdots + X_{2n} \sim N(0, n\sigma^2)$$

而且他们相互独立, 根据F分布的定义可得

$$\frac{\left(\frac{X_1 - X_2 - \cdots - X_n}{\sqrt{n\sigma^2}}\right)^2 / 1}{\left(\frac{X_{n+1} + X_{n+2} + \cdots + X_{2n}}{\sqrt{n\sigma^2}}\right)^2 / 1} \sim F(1, 1), \quad \text{即} \quad \frac{(X_1 - X_2 - \cdots - X_n)^2}{(X_{n+1} + X_{n+2} + \cdots + X_{2n})^2} \sim F(1, 1)$$

9. C

解 θ 的矩估计量为 $2\bar{X} = \frac{2}{n}\sum_{i=1}^n X_i$; θ 的最大似然估计量为 $\max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$

$$E(\hat{\theta}) = E\left(\frac{2}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{2}{n}\sum_{i=1}^n E(X_i) = \theta$$

10. B

二、解 记 $B = \{\text{取到次品}\}$, $\bar{B} = \{\text{取到正品}\}$, $A = \{\text{任取一枚硬币投掷1次出现国徽}\}$

$$\text{则 } P(B) = \frac{3}{5}, P(\bar{B}) = \frac{2}{5}, P(A|B) = 1, P(A|\bar{B}) = \frac{1}{2}$$

$$\text{由全概率公式可得 } P(A) = P(A|B)P(B) + P(A|\bar{B})P(\bar{B}) = 1 \times \frac{3}{5} + \frac{1}{2} \times \frac{2}{5} = \frac{4}{5}$$

$$\text{由贝叶斯公式可得 } P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)} = \frac{1 \times \frac{3}{5}}{\frac{4}{5}} = \frac{3}{4}$$

三、解 (1) X 的边缘概率密度为 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{1-x} 24x(1-x-y) dy = 4(1-x)^3, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$

Y 的边缘概率密度为 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^{1-y} 24x(1-x-y) dx = 4(1-y)^3, & y > 0; \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$

$f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} 48x(1-x)^2(1-y)^3, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{others.} \end{cases} \Rightarrow f_X(x)f_Y(y) \neq f(x, y)$ 故 X 与 Y 不相互独立。

$$(3) E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xf(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} 24x^2(1-x-y) dy = \frac{2}{5}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} 24x^3(1-x-y) dy = \frac{2}{5}$$

$$\Rightarrow D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{2}{5} - \left(\frac{2}{5}\right)^2 = \frac{6}{25}$$

三、解: $D(S) = D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = n\sigma^2, \quad D(T) = D\left(\sum_{i=1}^n X_{m+i}\right) = n\sigma^2$

由于 X_1, X_2, \dots, X_{n+m} 相互独立, 有 $Cov(X_i, X_j) = 0, i \neq j$.

$$\begin{aligned} Cov(S, T) &= Cov(X_1 + X_2 + \dots + X_n, X_{m+1} + X_{m+2} + \dots + X_{m+n}) \\ &= Cov(X_{m+1}, X_{m+1}) + Cov(X_{m+2}, X_{m+2}) + \dots + Cov(X_n, X_n) \\ &= D(X_{m+1}) + D(X_{m+2}) + \dots + D(X_n) = (n-m)\sigma^2 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \rho_{ST} = \frac{Cov(S, T)}{\sqrt{D(S)D(T)}} = \frac{(n-m)\sigma^2}{\sqrt{n\sigma^2}\sqrt{n\sigma^2}} = \frac{n-m}{n}$$

五、解 以 X 表示任意一时刻同时进入群的人数, 则 $X \sim b(100, 0.2)$, 由德莫佛—拉普拉斯中心

$$\text{极限定理得 } P\{X > 25\} = P\left\{\frac{X - 100 \times 0.2}{\sqrt{100 \times 0.2 \times 0.8}} > \frac{25 - 100 \times 0.2}{\sqrt{100 \times 0.2 \times 0.8}}\right\}$$

$$= 1 - P\left\{\frac{X - 100 \times 0.2}{\sqrt{100 \times 0.2 \times 0.8}} \leq 1.25\right\} \approx 1 - \Phi(1.25) = 1 - 0.8944 = 0.1056$$

六、解 (1) 求 θ 的矩估计值 $E(X) = 1 \times \theta^2 + 2 \cdot 2\theta(1-\theta) + 3(1-\theta)^2$
 $= [\theta + 3(1-\theta)][\theta + (1-\theta)] = 3 - 2\theta$

样本容量 $n=16$, 算得样本均值 $\bar{x}=2$ 。令 $E(X)=\bar{x}$, 得 $3-2\theta=2$, 得到 θ 的矩估计值为 $\hat{\theta}=\frac{1}{2}$ 。

(2) 求 θ 的最大似然估计值, 似然函数 $L(\theta)=\prod_{i=1}^{16} P\{X_i=x_i\}=64\theta^{16}(1-\theta)^{16}$

$\ln L(\theta)=\ln 64+16\ln\theta+16\ln(1-\theta)$ 令 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta}=0$, 得 $\frac{16}{\theta}-\frac{16}{1-\theta}=0$, $\Rightarrow \hat{\theta}=\frac{1}{2}$ 。

七、解 检验假设 $H_0:\mu_1\leq\mu_2$, $H_1:\mu_1>\mu_2$ 选取检验统计量 $t=\frac{\bar{X}-\bar{Y}}{S_w\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}$, 该假设检验

问题的拒绝域为 $t\geq t_{\alpha}(n_1+n_2-2)$ 这里 $\bar{x}=910$, $\bar{y}=880$, $s_1^2=800$, $s_2^2=1000$, $n_1=n_2=8$,

$$t_{\alpha}(n_1+n_2-2)=t_{0.05}(14)=1.7613, s_w^2=\frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}=\frac{7\times 800+7\times 1000}{8+8-2}=900$$

算得检验统计量的观察值为 $t=\frac{910-880}{\sqrt{900}\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{8}}}=2>1.7613$

故可以认为甲厂灯泡的平均寿命比乙厂的大。

试卷 3 答案

一、1. 0.7

解 $P(AB)=P(\overline{A\cap B})=P(\overline{A\cup B})=1-P(A\cup B)=1-P(A)-P(B)+P(AB)$

所以 $P(B)=1-P(A)=0.7$

2. $C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$

解 因 X_i 是 0-1 分布, 且相互独立, 所以 $\sum_{i=1}^n X_i \sim b(n, p)$ 即 $n\bar{X} \sim b(n, p)$

$$P\{n\bar{X}=k\}=C_n^k p^k q^{n-k}$$

3. $\sigma^2+\mu^2$

解 根据大数定律可知 $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i^2$ 依概率收敛于 $E(X_i^2)=D(X_i)+[E(X_i)]^2=\sigma^2+\mu^2$

4. 不变

解 因 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n), \bar{Y} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$, 且相互独立,

所以 $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(0, 2\sigma^2/n), \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{2\sigma^2/n}} \sim N(0, 1)$

$$P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > \sigma\} = P\left\{\frac{|\bar{X} - \bar{Y}|}{\sqrt{2\sigma^2/n}} > \frac{\sigma}{\sqrt{2\sigma^2/n}}\right\} = P\left\{\frac{|\bar{X} - \bar{Y}|}{\sqrt{2\sigma^2/n}} > \sqrt{\frac{n}{2}}\right\} = 2 - 2\Phi\left(\sqrt{\frac{n}{2}}\right)$$

该值与 σ 无关

5. $\frac{1}{2}$

解 因 $X \sim N(1, 2)$, 所以 $P\{X > 1\} = P\{X < 1\} = 1/2$

$$\begin{aligned} P\{XY - Y < 0\} &= P\{Y(X - 1) < 0\} = P\{Y < 0, X - 1 > 0\} + P\{Y > 0, X - 1 < 0\} \\ &= P\{Y < 0\}P\{X > 1\} + P\{Y > 0\}P\{X < 1\} = \frac{1}{2}[P\{Y < 0\} + P\{Y > 0\}] = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

二、1. C

解 因 $P(AB) \leq P(A), P(AB) \leq P(B)$ 所以 $P(AB) \leq [P(A) + P(B)]/2$

因 $P(AB) = P(A)P(B|A)$ 而 $P(B|A)$ 与 $P(B)$ 的大小不确定, 所以选项 A、B 未必成立

2. B

解 方程有唯一实根的概率为

$$\begin{aligned} P\{4X^2 - 4Y = 0\} &= P\{X^2 = Y\} = P\{X = 0 = Y\} + P\{X = 1 = Y\} \\ &= P\{X = 0\}P\{Y = 0\} + P\{X = 1\}P\{Y = 1\} = (1/2) \cdot (2/3) + (1/2) \cdot (1/3) = 1/2 \end{aligned}$$

3. C

解 由 $X_i \sim N(0, \sigma^2)$ 得 $X_i/\sigma \sim N(0, 1), X^2/\sigma^2 \sim \chi^2(1), \sum_{i=1}^{10} X_i^2/\sigma^2 \sim \chi^2(10)$

所以 $10Y^2/\sigma^2 \sim \chi^2(10)$

因 X, Y 相互独立, 所以 $\frac{X/\sigma}{\sqrt{(10Y^2/\sigma^2)/10}} \sim t(10)$ 即 $\frac{X}{Y} \sim t(10)$

$$\frac{(X^2/\sigma^2)/1}{(10Y^2/\sigma^2)/10} \sim F(1, 10), \text{ 即 } \frac{X^2}{Y^2} \sim F(1, 10)$$

4. D

解 置信区间为 $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2})$, 区间长度为 $\frac{2\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}$, 这与 \bar{X} 没有关系

5. A

$$\text{解 } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^0 af_1(x)dx + \int_0^{+\infty} bf_2(x)dx = a \int_{-\infty}^0 f_1(x)dx + b \int_0^3 \frac{1}{4}dx = \frac{a}{2} + \frac{3b}{4} = 1$$

三、解 设 B_i 表示从第 i 个罐子放入第 $i+1$ 个罐子是红球,

$$A_i \text{ 表示从第 } i \text{ 个罐子中任取一个球为红球, } i=1,2,3 \quad \text{则 } P(B_1) = \frac{a}{a+b}, \quad P(A_1) = \frac{a}{a+b}$$

$$P(A_2) = P(B_1)P(A_2 | B_1) + P(\overline{B_1})P(A_2 | \overline{B_1}) = \frac{a}{a+b} \frac{a+1}{a+b+1} + \frac{b}{a+b} \frac{a}{a+b+1} = \frac{a}{a+b}$$

$$\text{依次类推 } P(A_3) = \frac{a}{a+b}.$$

四、解: $X = X_1X_4 - X_2X_3$, X 可能的取值为 $-1, 0, 1$

$$\begin{aligned} P(X_1X_4 = 0) &= P(X_1 = 0, X_4 = 0) + P(X_1 = 0, X_4 = 1) + P(X_1 = 1, X_4 = 0) \\ &= 0.7 \times 0.7 + 0.7 \times 0.3 + 0.3 \times 0.7 = 0.91 \end{aligned}$$

$$P(X_1X_4 = 1) = P(X_1 = 1, X_4 = 1) = 0.3 \times 0.3 = 0.09$$

$$\text{由对称性, } P(X_2X_3 = 0) = 0.91, \quad P(X_2X_3 = 1) = 0.09$$

由 X_1, X_2, X_3, X_4 相互独立 $\Rightarrow X_1X_4$ 与 X_2X_3 相互独立

$$P(X = -1) = P(X_1X_4 = 0, X_2X_3 = 1) = 0.91 \times 0.09 = 0.0819$$

$$P(X = 1) = P(X_1X_4 = 1, X_2X_3 = 0) = 0.0819$$

$$P(X = 0) = 1 - 2 \times 0.0819 = 0.8362$$

$$\text{故 } X \sim \begin{bmatrix} -1 & 0 & 1 \\ 0.0819 & 0.8362 & 0.0819 \end{bmatrix}$$

五、解: (1) 关于 X 的边缘概率密度为

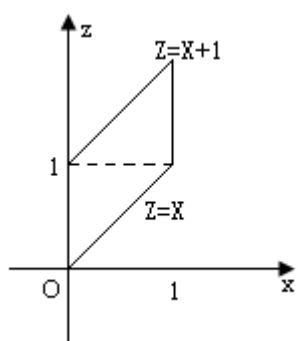
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy = \begin{cases} \int_0^1 (2-x-y)dy, & 0 < x < 1, \\ 0, & x \leq 0, x \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} \frac{3}{2} - x, & 0 < x < 1, \\ 0, & x \leq 0, x \geq 1 \end{cases}$$

$$\text{关于 } Y \text{ 的边缘概率密度为 } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^1 (2-x-y) dx = \frac{3}{2} - y, & 0 < y < 1, \\ 0, & y \leq 0, y \geq 1 \end{cases}$$

由于 $f_X(x) \cdot f_Y(y) \neq f(x, y)$, 所以 X, Y 不独立.

$$(2) f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx, \quad f(x, z-x) = 2-x-(z-x) = 2-z.$$

被积函数 $f(x, z-x)$ 只有在 $0 < x < 1, 0 < z-x < 1$ 即 $0 < x < z < x+1 < 2$ 时不为 0, 分两个区间分别计算如下



当 $0 < z < 1$ 时, 如右图的下三角形区域 $f_z(z) = \int_0^z (2-z) dx = z(2-z)$.

当 $1 \leq z < 2$ 时, 如右图的上三角形区域 $f_z(z) = \int_{z-1}^1 (2-z) dx = (2-z)^2$

于是 Z 的概率密度为:
$$f_z(z) = \begin{cases} z(2-z), & 0 < z < 1; \\ (2-z)^2, & 1 \leq z < 2; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

六、解 设 X_i 为第 i 户居民每天的用电量, $X_1, X_2, \dots, X_{10000}$ 独立同分布, 则 $X_i \sim U[0, 12]$,

$$E(X_i) = 6, \quad D(X_i) = 12, \quad i = 1, 2, \dots, 10000.$$

假设供电站每天要向居民供电量为 N , 居民每天用电量为 $Y = \sum_{i=1}^{10000} X_i$, 则由题意

$P(Y \leq N) \geq 0.99$ 由独立同分布的中心极限定理, 所求概率为

$$P(Y \leq N) = P\left(\frac{Y - 10000 \times 6}{100\sqrt{12}} \leq \frac{N - 10000 \times 6}{100\sqrt{12}}\right) \approx \Phi\left(\frac{N - 10000 \times 6}{100\sqrt{12}}\right)$$

$$\text{即 } \Phi\left(\frac{N - 10000 \times 6}{100\sqrt{12}}\right) \geq 0.99, \quad \frac{N - 10000 \times 6}{100\sqrt{12}} = 2.33. \quad \text{故 } N = 60807.6 \text{ (度)}$$

$$\text{七、解: (1) } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x; \theta) dx = \int_{\theta}^1 x \cdot \frac{1}{1-\theta} dx = \frac{1+\theta}{2},$$

令 $E(X) = \bar{X}$, 即 $\frac{1+\theta}{2} = \bar{X}$, 解得 $\theta = 2\bar{X} - 1$, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 为 θ 的矩估计量;

(2) 似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$, 当 $\theta \leq x_i \leq 1$ 时, $L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{1-\theta} = \left(\frac{1}{1-\theta}\right)^n$,

则 $\ln L(\theta) = -n \ln(1-\theta)$. 从而 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{n}{1-\theta}$, 关于 θ 单调增加, 所以 $\theta = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$

为 θ 的最大似然估计量.

八、解: 所加工零件的尺寸 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $H_0: \sigma \leq \sigma_0, H_1: \sigma > \sigma_0$ ($\sigma_0 = 0.5$)

检验统计量: $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$, 故拒绝域为 $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n-1) = \chi_{0.05}^2(4) = 9.488$

即 拒绝域 $V = \left\{ \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} > 9.488 \right\} = \left\{ \frac{4S^2}{0.5^2} > 9.488 \right\} = \{S > 0.77\}$ 当 $\{S > 0.77\}$ 时, 认为机床

精度降低.

试卷 4 答案

一、1. 0.75

解 A, C 不相容, 所以 $P(AC) = 0$; $P(ABC) = P(AB) - P(ABC) = P(AB) = \frac{1}{2}$

$$P(AB|\bar{C}) = \frac{P(ABC)}{P(\bar{C})} = \frac{1/2}{1-1/3} = \frac{3}{4}$$

2. 8.5

解 根据重要分布的方差公式可知 $D(X) = 8 \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} = \frac{3}{2}$, $D(Y) = 2$

$$\begin{aligned} D(X-2Y) &= D(X) + D(2Y) - 2\text{cov}(X, 2Y) = D(X) + 4D(Y) - 4\text{cov}(X, Y) \\ &= \frac{3}{2} + 8 - 4 \cdot \frac{1}{4} = 8.5 \end{aligned}$$

3. (8.2, 10.8)

解 置信区间为 $(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2})$

$$\frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} = 10.8 - \bar{x} = 1.3, \text{ 所以置信下限为 } \bar{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} = 9.5 - 1.3 = 8.2$$

故置信区间为 (8.2,10.8)

4. 1

解 设随机变量 $T \sim N(0,1)$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} (x^2 - 4x + 4) e^{-\frac{(x-2)^2}{2}} dx \xrightarrow{\text{令 } x-2=t} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

该积分为 $E(T^2)$ ，而 $E(T^2) = D(T) + E^2(T) = 1$

5. 2.

解 设 $\varphi(x)$ 为标准正态分布的密度函数，则 $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx = 1$ ， $\int_{-\infty}^{+\infty} x \varphi(x) dx = 0$

$$X \text{ 的概率密度 } f(x) = F'(x) = 0.5\varphi(x) + 0.5\varphi\left(\frac{x-4}{2}\right) \frac{1}{2} = 0.5\varphi(x) + 0.25\varphi\left(\frac{x-4}{2}\right)$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x [0.5\varphi(x) + 0.25\varphi\left(\frac{x-4}{2}\right)] dx = 0.5 \int_{-\infty}^{+\infty} x \varphi(x) dx + 0.25 \int_{-\infty}^{+\infty} x \varphi\left(\frac{x-4}{2}\right) dx$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x \varphi\left(\frac{x-4}{2}\right) dx \xrightarrow{\frac{x-4}{2}=t} \int_{-\infty}^{+\infty} 2(2t+4)\varphi(t) dt = 8 \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) dt = 8$$

$$E(X) = 0.25 \cdot 8 = 2$$

二、1. D

X, Y 不相关的充要条件是 $\rho_{XY} = 0$ ，即 $\text{cov}(X, Y) = 0$

$$0 = \text{cov}(\xi + \eta, \eta + \zeta) = \text{cov}(\xi, \eta) + \text{cov}(\xi, \zeta) + \text{cov}(\eta, \eta) + \text{cov}(\eta, \zeta)$$

$$= 3\text{cov}(\xi, \eta) + \text{cov}(\eta, \eta) = 3\rho\sqrt{D(\xi)}\sqrt{D(\eta)} + D(\eta) = (3\rho + 1)D(\eta)$$

而 $D(\eta) = \frac{4}{12} \neq 0$ ，所以 $3\rho + 1 = 0$

2. B

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

$$p = P\{X \leq \mu + \sigma^2\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq \sigma\right\} = \Phi(\sigma)，与 \mu 无关，随着 \sigma 的增加而增加$$

3. A

解 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的条件下接受 H_0 ，说明统计量的观察值 $\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{0.05}$

又因 $z_{0.05} \leq z_{0.01}$ ，所以 $\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{0.01}$ ，所以在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 的条件下也接受 H_0

4. B

解 因 $X_i \sim N(\mu, 1)$ 且相互独立, 所以 $\frac{X_i - \mu}{1} = X_i - \mu \sim N(0, 1)$, $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{1}{n})$,
 $X_n - X_i \sim N(0, 2), i = 1, 2, \dots, n-1$

A: 因 $X_i - \mu \sim N(0, 1)$, 且相互独立, 所以 $\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$

B: 因 $X_n - X_i \sim N(0, 2), i = 1, 2, \dots, n-1$, $\frac{X_n - X_i}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$, $\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{X_n - X_i}{\sqrt{2}} \right)^2 \sim \chi^2(n-1)$

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

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

D: 因 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{1}{n})$, 所以 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{1/n}} \sim N(0, 1)$, $\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{1/n}} \right)^2 = n(\bar{X} - \mu)^2 \sim \chi^2(1)$

5. B

解 $P\{X = k\} = \frac{2^k}{k!} e^{-2}$, X, Y 都是泊松分布, 且相互独立, 所以 $X + Y \sim \pi(4)$

A: $P\{X + Y = 2 | Y = 1\} = \frac{P\{X + Y = 2, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = \frac{P\{X = 1, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = \frac{P\{X = 1\}P\{Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = P\{X = 1\} = 2e^{-2}$

B: $P\{Y = 1 | X + Y = 2\} = \frac{P\{X + Y = 2, Y = 1\}}{P\{X + Y = 2\}} = \frac{P\{X = 1, Y = 1\}}{P\{X + Y = 2\}} = \frac{P\{X = 1\}P\{Y = 1\}}{P\{X + Y = 2\}} = \frac{2e^{-2} \cdot 2e^{-2}}{\frac{4^2}{2!} e^{-4}} = \frac{1}{2}$

C: $P\{\max(X, Y) = 1 | Y = 1\} = \frac{P\{\max(X, Y) = 1, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = \frac{P\{X \leq 1, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = P\{X \leq 1\} = 3e^{-2}$

D: $P\{Y = 1 | \max(X, Y) = 1\} = \frac{P\{Y = 1, \max(X, Y) = 1\}}{P\{\max(X, Y) = 1\}}$
 $= \frac{P\{X \leq 1\}P\{Y = 1\}}{P\{X = 1, Y = 1\} + P\{X = 1, Y = 0\} + P\{X = 0, Y = 1\}} = \frac{3e^{-2} \cdot 2e^{-2}}{2e^{-2} \cdot 2e^{-2} + 2e^{-2} \cdot e^{-2} + e^{-2} \cdot 2e^{-2}} = \frac{3}{4}$

三、解: 令 A 表示找到钥匙, $B_1 B_2 B_3$ 分别表示钥匙丢在宿舍里、教室里、校园路上.

由全概率公式, $P(A) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(A|B_i) = 0.5 \times 0.8 + 0.3 \times 0.3 + 0.2 \times 0.1 = 0.51$

由 Bayes 公式, $P(B_2|A) = \frac{P(B_2)P(A|B_2)}{P(A)} = \frac{0.3 \times 0.3}{0.51} = \frac{9}{51}$.

四、 (Y_1, Y_2) 的分布律为

$Y_1 \backslash Y_2$	0	1
0	$1 - e^{-1}$	$e^{-1} - e^{-2}$
1	0	e^{-2}

五、解 设修理第 i 台机器, 第一阶段耗时 X_i , 第二阶段耗时 Y_i , 共耗时 $Z_i = X_i + Y_i$, 已知

$E(Z_i) = 0.2 + 0.3 = 0.5$, $D(Z_i) = 0.2^2 + 0.3^2 = 0.13$, 则所求概率为

$$P\left(\sum_{i=1}^{50} Z_i \leq 30\right) \approx \Phi\left(\frac{30 - 25}{\sqrt{6.5}}\right) = \Phi(1.96) = 0.975$$

六、解: (1) $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x; \theta)dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}} dx = \int_0^{+\infty} \frac{\theta^2}{x^2} e^{-\frac{\theta}{x}} dx = \theta \int_0^{+\infty} e^{-\frac{\theta}{x}} d\left(-\frac{\theta}{x}\right) = \theta$

令 $EX = \bar{X}$, 则 $\bar{X} = \theta$, 即 $\hat{\theta} = \bar{X}$, 其中 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

(2) 对于总体 X 的样本值 x_1, x_2, \dots, x_n , 似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta^2}{x_i^3} e^{-\frac{\theta}{x_i}} \quad (x_i > 0), \quad \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left(2 \ln \theta - \ln x_i^3 - \frac{\theta}{x_i}\right),$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{2}{\theta} - \frac{1}{x_i}\right) = \frac{2n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = 0, \text{ 得 } \theta = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}, \text{ } \theta \text{ 的最大似然估计量 } \hat{\theta} = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}}$$

七、解 检验假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$, $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

拒绝域为 $F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \geq F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$ 或 $F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \leq F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$

由条件知 $n_1 = 8$, $n_2 = 9$, $F = S_1^2/S_2^2 = 0.006/0.008 = 0.75$, $\alpha = 1 - 0.9 = 0.1$

查表得 $F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) = F_{0.05}(7, 8) = 3.50$,

$$F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) = F_{0.95}(7, 8) = \frac{1}{F_{0.05}(8, 7)} = \frac{1}{3.73}$$

显然 $F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) < F = 0.75 < F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$ 接受原假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$, 故可认为 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, 即认为两总体方差相等, 也就是两厂生产的产品的指标 X 的方差无显著性差异.

八、解 (1) 由数字特征的计算公式可知: $EY = \int_{-\infty}^{+\infty} yf(y)dy = \int_0^1 2y^2 dy = \frac{2}{3}$,

$$\text{则 } P\{Y \leq EY\} = P\left\{Y \leq \frac{2}{3}\right\} = \int_{-\infty}^{\frac{2}{3}} f(y)dy = \int_0^{\frac{2}{3}} 2y dy = \frac{4}{9}.$$

(2) 先求 Z 的分布函数, 由分布函数的定义可知: $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X+Y \leq z\}$. 由于 X 为离散型随机变量, 则由全概率公式可知

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{X+Y \leq z\} = P\{X=0\}P\{X+Y \leq z|X=0\} + P\{X=2\}P\{X+Y \leq z|X=2\} \\ &= \frac{1}{2}P\{Y \leq z\} + \frac{1}{2}P\{Y \leq z-2\} = \frac{1}{2}F_Y(z) + \frac{1}{2}F_Y(z-2) \end{aligned}$$

$$f_Z(z) = \frac{1}{2}f_Y(z) + \frac{1}{2}f_Y(z-2) = \begin{cases} z, & 0 < z < 1 \\ z-2, & 2 < z < 3 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

试卷 5 答案

一、1、0.4;

解 $P(\overline{AB}) = P(B) - P(AB) \Rightarrow P(AB) = 0.2 \Rightarrow P(A-B) = P(A) - P(AB) = 0.4$

2、0.3;

解 根据分布律的归一性, 可得 $a+b=0.4$

$$P\{X^2 + Y^2 = 1\} = P\{X^2 = 1, Y^2 = 0\} + P\{X^2 = 0, Y^2 = 1\} = 0.1 + 0.1 + a = a + 0.2 = 0.5$$

所以 $a=0.3, b=0.1$

$$P\{X^2 Y^2 = 1\} = P\{X^2 = Y^2 = 1\} = P\{X=1, Y=1\} + P\{X=1, Y=-1\} = 0.2 + b = 0.3$$

3、 $\frac{1}{2e}$;

解 $P\{X=k\} = \frac{1}{k!}e^{-1}$, $E(X) = D(X) = 1 \Rightarrow E(X^2) = D(X) + E^2(X) = 2$

$$P\{X=2\} = \frac{1}{2}e^{-1}$$

4、 $\frac{1}{2}$;

解 $X \sim N(\mu, \frac{1}{2}), Y \sim N(\mu, \frac{1}{2})$, 且相互独立, 所以 $X+Y \sim N(2\mu, 1)$

$$P\{X+Y \leq 1\} = P\left\{\frac{X+Y-2\mu}{\sqrt{1}} \leq \frac{1-2\mu}{\sqrt{1}} = 1-2\mu\right\} = \Phi(1-2\mu) = \frac{1}{2}$$

所以 $1-2\mu=0$

5、 $\frac{1}{n}$

解 $E(\bar{X}) = \mu, D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, E(S^2) = \sigma^2 \Rightarrow E(\bar{X}^2) = D(\bar{X}) + E^2(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2$

$$E(\bar{X}^2 - cS^2) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 - c\sigma^2 = \mu^2 \Rightarrow c = \frac{1}{n}$$

二、1、A;

解 $P\{\lambda < X < \lambda + a\} = \int_{\lambda}^{\lambda+a} f(x)dx = \int_{\lambda}^{\lambda+a} e^{\lambda-x} dx = 1 - e^{-a}$

2、D;

解 $F_2(x), F_4(x)$ 满足分布函数的三个性质,

而对于 $F_1(x)$, 当 $a > 0$ 时是分布函数, 当 $a \leq 0$ 时, 不是分布函数

对于 $F_3(x)$, 因 $F(x)$ 是分布函数, 必然右连续, 未必左连续, 所以 $F(-x)$ 一定左连续,

未必右连续, 所以 $F_3(x)$ 未必右连续

3、B;

解 显然 $X+Y=1$, $\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)D(Y)}} = \frac{\text{cov}(X,1-X)}{\sqrt{D(X)D(1-X)}} = \frac{-\text{cov}(X,X)}{D(X)} = -1$

4、C;

解 $X_n \sim b(n, \frac{1}{2})$, 根据德摩弗拉普拉斯中心极限定理可知, 当 n 充分大时, X_n 近似 $\sim N(\frac{n}{2}, \frac{n}{4})$

所以 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{X_n - n/2}{\sqrt{n/4}} \leq x\right\} = \Phi(x)$

5、C

解 因 $X \sim t(n)$, 令 $X = \frac{U}{\sqrt{V/n}}$, 其中 $U \sim N(0,1), V \sim \chi^2(n)$

$$Y = \frac{1}{X^2} = \frac{V/n}{U} = \frac{V/n}{U/1} \sim F(n,1)$$

三、解: 令 A 表示取到水果糖, $B_1 B_2 B_3$ 分别表示取一号盒子、二号盒子和三号盒子.

由已知条件, $P(B_1) = \frac{1}{3}, P(B_2) = \frac{1}{3}, P(B_3) = \frac{1}{3},$

$$P(A|B_1) = \frac{3}{4}, P(A|B_2) = \frac{11}{40}, P(A|B_3) = \frac{5}{8}$$

由全概率公式, $P(A) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(A|B_i) = \frac{1}{3} \times \frac{3}{4} + \frac{1}{3} \times \frac{11}{40} + \frac{1}{3} \times \frac{5}{8} = \frac{11}{20}$

由 Bayes 公式, $P(B_1|A) = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{3}{4}}{\frac{11}{20}} = \frac{5}{11}.$

四、解 $p_1 = P(X \leq 1) = \Phi\left(\frac{1-2}{\sigma}\right) = \Phi\left(-\frac{1}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{1}{\sigma}\right)$

$$p_2 = P(1 < X \leq 3) = \Phi\left(\frac{3-2}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{1-2}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{1}{\sigma}\right) - 1$$

$$p_3 = P(X > 3) = 1 - \Phi\left(\frac{3-2}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{1}{\sigma}\right) \text{ 则 } Y \text{ 的分布律为 } \begin{pmatrix} 1000 & 2000 & 3000 \\ p_1 & p_2 & p_3 \end{pmatrix}$$

$$E(Y) = 1000p_1 + 2000p_2 + 3000p_3 = 2000$$

五、解 (1) k 满足 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$, 即 $\int_0^1 dx \int_0^x k(1-x)y dy = 1$ 解得 $k = 24$;

(2) X 的边缘概率密度

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^x 24(1-x)y dy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 12x^2(1-x), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

Y 的边缘概率密度

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^1 24(1-x)y dx, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 12y(1-y)^2, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

六、解：对于总体 X 的样本值 x_1, x_2, \dots, x_n ，似然函数为

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \lambda) = \prod_{i=1}^n \lambda^2 x_i e^{-\lambda x_i} = \lambda^{2n} \prod_{i=1}^n x_i \cdot e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} \quad (x_i > 0),$$

$$\ln L(\lambda) = 2n \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \ln x_i - \lambda \sum_{i=1}^n x_i,$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = \frac{2n}{\lambda} - n\bar{x}, \text{ 得 } \lambda \text{ 的最大似然估计量 } \hat{\lambda} = \frac{2}{\bar{X}}.$$

七、解：(1) 置信区间 $\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right)$ ，代入计算，得 (62.825, 70.175)

(2) $H_0: \mu = 70, H_1: \mu \neq 70$ 检验统计量： $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$,

故拒绝域为： $|t| = \frac{|\bar{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} \geq t_{\alpha/2}(n-1) = 1.96$ 计算得 $t = -1.867$ ，故接受 H_0 。

八、证明： $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$ ，一方面 $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} \leq \frac{P(A)}{P(B)} = \frac{p}{1-\varepsilon}$

另一方面 $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A) + P(B) - P(A \cup B)}{P(B)} \geq \frac{P(A) + P(B) - 1}{P(B)} = \frac{p - \varepsilon}{1 - \varepsilon}$