



厦门大学《概率统计(A)》课程试卷

信息学院 系 2019级 计算机大类 专业
学年学期: 19202 主考教师: 王琳 试卷类型: D卷(✓)

一、 选择题 (在各小题的四个备选答案中选出一个正确答案, 填在题后的括号中, 本大题共 5 个小题, 每小题 3 分, 总计 15 分)

1. 设 A, B, C 为三个事件, 用 A, B, C 的运算关系表示 “三个事件至多一个发生” 为 ()。

A. $A \cup B \cup C$

B. $\overline{A}\overline{B}\overline{C} + \overline{A}B\overline{C} + \overline{A}\overline{B}C$

C. $\Omega - ABC$

D. $\overline{A}\overline{B}\overline{C} + \overline{A}B\overline{C} + \overline{A}\overline{B}C + \overline{A}BC$

知识点: 随机事件的概念

答案: D

2. 10 个球中只有 1 个球是红球, 有放回的抽取, 每次取一个球, 设 $1 \leq k \leq n$, 则随机事件 “直到第 n 次抽取, 红球才第 k 次出现” 的概率为 ()

A. $(\frac{1}{10})^k (\frac{9}{10})^{n-k}$

B. $C_n^k (\frac{1}{10})^k (\frac{9}{10})^{n-k}$

C. $C_{n-1}^{k-1} (\frac{1}{10})^k (\frac{9}{10})^{n-k}$

D. $C_{n-1}^{k-1} (\frac{1}{10})^{k-1} (\frac{9}{10})^{n-k}$

知识点: 伯努利试验

答案: C

3. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$, X 的分布函数为 $\Phi(x)$, 则 $P(|X| > 2)$ 的值为 ()

A. $2[1 - \Phi(2)]$

B. $2\Phi(2) - 1$

C. $2 - \Phi(2)$

D. $1 - 2\Phi(2)$

知识点: 正态分布

答案: A

4. 设 X 与 Y 相互独立, 方差 $D(2X - 3Y) = ()$

A. $2D(X) + 3D(Y)$

B. $2D(X) - 3D(Y)$

C. $4D(X) + 9D(Y)$

D. $4D(X) - 9D(Y)$

知识点：期望方差的计算

答案：C

5. 在假设检验中，设 H_0 为原假设，犯第一类错误的情况是（ ）

A. H_0 为真，接受 H_0

B. H_0 为真，拒绝 H_0

C. H_0 不真，接受 H_0

D. H_0 不真，拒绝 H_0

知识点：假设检验的第一类错误

答案：B

二、(15 分)

(1) 设一批混合麦种中，一、二、三等品分别占 80%、15%、5%，三个等级的发芽率依次为 0.98、0.95、0.8 求这批麦种的发芽率

(2) 设有一箱同类产品是由三家工厂生产得，其中 $\frac{1}{2}$ 是第一家工厂生产的，其余两家各生产 $\frac{1}{4}$ 。又知第一、二、三家工厂生产的产品分别有 2%、4%、5% 的次品。现从箱子中任取一件产品，若取到的是次品，它是第一家工厂生产的概率是多少？

答案：(1) 设 $B = \{\text{能发芽}\}$, $A_i = \{\text{取的是第 } i \text{ 等品}\}$, $i = 1, 2, 3 \dots \dots \dots 1 \text{ 分}$

$$P(A_1) = 0.8, P(A_2) = 0.15, P(A_3) = 0.05$$

$$P(B|A_1) = 0.98, P(B|A_2) = 0.95, P(B|A_3) = 0.8, \dots \dots \dots 2 \text{ 分}$$

由全概率公式得：

$$P(B) =$$

$$\sum_{i=1}^3 P(A_i) P(B|A_i) \dots \dots \dots 3 \text{ 分}$$

$$= 0.8 \times 0.98 + 0.15 \times 0.95 + 0.05 \times 0.8 = 0.9665 \dots \dots \dots 1 \text{ 分}$$

(2) 设 $B = \{\text{取到次品}\}$, $A_i = \{\text{取到的产品是第 } i \text{ 家工厂生产}\}$, $i = 1, 2, 3 \dots \dots 1 \text{ 分}$

$$P(A_1) = 0.5, P(A_2) = 0.25, P(A_3) = 0.25$$

$$P(B|A_1) = 0.02, P(B|A_2) = 0.04, P(B|A_3) = 0.05 \dots \dots \dots 3 \text{ 分}$$

由贝叶斯公式得：

$$P(A_1|B) = \frac{P(A_1B)}{P(B)} = \frac{P(A_1)P(B|A_1)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B|A_i)} \dots\dots\dots 3 \text{ 分}$$

$$= \frac{0.5 \times 0.02}{0.5 \times 0.02 + 0.25 \times 0.04 + 0.25 \times 0.05} = \frac{4}{13} \approx 0.3077 \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

三、(15 分)

(1) 某药厂断言, 该厂生产的某种药品对于医治一种疑难血液病的治愈率为 0.8, 医院任意抽查 100 个服用此药品的病人, 若其中多于 75 人治愈, 就接受此断言, 否则就拒绝此断言。若实际上此药品对这种疾病的治愈率是 0.8, 请运用中心极限定理求解接受这一断言的概率是多少?

$$(\Phi(1.15) = 0.8749, \Phi(1.20) = 0.8849, \Phi(1.25) = 0.8944)$$

(2) 随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{e^{-(x+y)}}{1-e^{-1}}, & 0 < x < 1, 0 < y < \infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求: 1) 随机变量 X 和 Y 相互独立; 2) 随机变量 X 和 Y 的分布函数; 3) 和函数 $U = \max(X, Y)$ 的分布函数。

答案:

(1) 解: 若实际上治愈率为 0.8, 则 100 人中治愈人数 $X \sim b(100, 0.8) \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$
由中心极限定理知, 近似地有

$$X \sim N(100 \times 0.8, 100 \times 0.8 \times 0.2) = N(80, 4^2)$$

$\dots\dots\dots 2 \text{ 分}$
于是, 接受药厂断言的概率即为

$$p = P\{X > 75\} \approx 1 - \Phi\left(\frac{75-80}{4}\right) = 1 - \Phi\left(-\frac{5}{4}\right) = \Phi(1.25) = 0.8944 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

即当实际上治愈率为 0.8 时, 接受此断言的概率为 0.8944.

(2) 解:

$$1) f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \frac{1}{1-e^{-1}} \int_0^{\infty} e^{-(x+y)} dy = \frac{e^{-x}}{1-e^{-1}}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots\dots 1.5 \text{ 分}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \frac{1}{1-e^{-1}} \int_0^1 e^{-(x+y)} dx = e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots\dots 1.5 \text{ 分}$$

由上可知 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, 故 X, Y 相互独立。 $\dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

$$2) F_X(u) = \int_{-\infty}^u f_X(x) dx = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \int_0^u \frac{e^{-x}}{1-e^{-1}} dx, & 0 \leq u < 1 \\ 1, & u \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \frac{1-e^{-u}}{1-e^{-1}}, & 0 \leq u < 1 \\ 1, & u \geq 1 \end{cases} \quad 1.5 \text{ 分}$$

分

$$F_Y(u) = \int_{-\infty}^u f_Y(y) dy = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \int_0^u e^{-y} dy, & u \geq 0 \end{cases} = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ 1 - e^{-u}, & u \geq 0 \end{cases} \dots\dots\dots 1.5 \text{ 分}$$

3) 计 $U = \max(X, Y)$, X 和 Y 的分布函数为 $F_U(u)$, $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 则有

$$F_U(u) = F_X(u)F_Y(u) \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

将 $F_X(u)$ 和 $F_Y(u)$ 的表达式代入 $F_U(u) = F_X(u)F_Y(u)$, 得到 $U = \max(X, Y)$ 的分布函数为

$$F_U(u) = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \frac{(1-e^{-u})^2}{1-e^{-1}}, & 0 \leq u < 1 \\ 1 - e^{-u}, & u \geq 1 \end{cases} \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

四、(15 分)

设总体 X 的概率密度函数为 $f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{6x}{\theta^3}(\theta - x), & 0 < x < \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 其中 θ 为未知参数,

$\theta > 0$, 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本。

(1) 求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}$; (2) 计算 $\hat{\theta}$ 的方差 $D(\hat{\theta})$; (3) 证明 $\hat{\theta}$ 是否是 θ 的无偏估计。

答案:

(1) 由于

$$\mu_1 = E(X) = \int_0^\theta \frac{6x^2(\theta - x)}{\theta^3} dx = \frac{\theta}{2} \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\text{用样本矩代替总体矩: } \frac{\hat{\theta}}{2} = \bar{X}, \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

$$\text{因此, 的矩估计量为 } \hat{\theta} = 2\bar{X}. \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(2) \text{ 由于 } E(X^2) = \int_0^\theta \frac{6x^3(\theta - x)}{\theta^3} dx = \frac{3\theta^2}{10}, \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\text{因此 } D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\theta^2}{20}, \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$D(\hat{\theta}) = D(2\bar{X}) = 4D(\bar{X}) = \frac{4}{n}D(X) = \frac{\theta^2}{5n}, \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

(3) 由于 $E(\hat{\theta}) = E(2\bar{X}) = 2E(\bar{X}) = 2 \times \frac{\theta}{2} = \theta$, 2 分

因此, $\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计。 2 分

五、(15 分)

设某种清漆的 9 个样品, 其干燥时间 (以 h 计) 分别为

6.0 5.7 5.8 6.5 7.0 6.3 5.6 6.1 5.0

设干燥时间总体服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$. 求 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间.

(1) 若由以往经验知 $\sigma = 0.6(h)$.

(2) 若 σ 为未知.

(已知 $z_{0.025} = 1.96, z_{0.05} = 1.645, t_{0.025}(8) = 2.306, t_{0.05}(8) = 1.860$)

解: 算得 $\bar{x} = 6, s^2 = 0.33$, 1 分

总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 未知, σ^2 已知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, 要求 μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间, 既需确定随机区间 $(\theta, \bar{\theta})$, 使得

$$P\{\theta < \mu < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$$

因为 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$, 有

$$P\left\{-z_{\alpha/2} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$
 3 分

在上述式子中解出 μ , 得

$$P\left\{\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} < \mu < \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$

即得到的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right)$$
 3 分

令 $n = 9, \sigma = 0.6, 1 - \alpha = 0.95, \alpha/2 = 0.025, z_{0.025} = 1.96$, 并算得 $\bar{x} = 6$,

得到 μ 的一个置信水平为 0.95 的置信区间为 $\left(6 - \frac{0.6}{3} z_{0.025}, 6 + \frac{0.6}{3} z_{0.025}\right) =$

$(5.608, 6.392)$ 1 分

(2) σ 未知, 由于 $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

$$P\left\{-t_{\alpha/2}(n-1) < \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} < t_{\alpha/2}(n-1)\right\} = 1 - \alpha$$

α
.....3 分

在上述式子中解出 μ , 得

$$P\left\{\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1) < \mu < \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)\right\} = 1 - \alpha$$

即得到的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)\right) \dots\dots\dots 3$$

分

令 $n = 9, 1 - \alpha = 0.95, \alpha/2 = 0.025, t_{0.025}(8) = 2.306$, 并算得 $\bar{x} = 6, s^2 = 0.33$, 得到 μ 的一个置信水平为 0.95 的置信区间为

$$\left(6 - \frac{\sqrt{0.33}}{3} \times 2.306, 6 + \frac{\sqrt{0.33}}{3} \times 2.306\right) =$$

$$(5.558, 6.442). \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

六、(15 分)

(1) 某机器生产的零件长度 (单位: cm) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 今抽取容量为 16 的样本, 测得样本均值 $\bar{X} = 10$, 样本方差 $S^2 = 0.16$ 。规定该零件平均长度不能超过 9.8cm, 问在显著性水平 0.05 下, 这批零件是否合格?

(2) 某种导线, 要求其电阻的标准差不得超过 0.005Ω , 今在生产的一批导线中取样品 10 根, 测得 $s = 0.006\Omega$, 设总体为正态分布, 参数均未知, 问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下能否认为这批导线的标准差显著地偏大?

$$(t_{0.05}(16) = 1.746, t_{0.05}(15) = 1.753, t_{0.025}(15) = 2.132;$$

$$\chi_{0.05}^2(8) = 15.507, \chi_{0.05}^2(9) = 16.919, \chi_{0.05}^2(10) = 18.307, \chi_{0.05}^2(11) = 19.675)$$

答案:

$$(1) \text{ 设 } H_0: \mu \leq 9.8, H_1: \mu > 9.8 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

采用 t 检验法, 取检验统计量 $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$,

令 $n = 16$, $S^2 = 0.16$, $\bar{X} = 10$, $\alpha = 0.05$, 则 $t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(15) = 1.753$. 拒绝域为

$t \geq t_{\alpha}(n-1) = 1.753$ 3 分

因 t 的观察值 $t = \frac{(10-9.8)}{0.4} \sqrt{16} = 2 > 1.753$, 落在拒绝域内 2 分

故在水平 $\alpha = 0.05$ 下拒绝 H_0 , 因此可以认为这批零件不合格。 1 分

(2) 设 $H_0: \sigma \leq 0.005$, $H_1: \sigma > 0.005$ 2 分

采用 χ^2 检验, 取检验统计量为 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$,

今 $n = 10$, $s^2 = 0.006^2$, $\alpha = 0.05$, $\chi_{\alpha}^2(n-1) = \chi_{0.05}^2(9) = 16.919$, 拒绝域为

$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geq \chi_{\alpha}^2(n-1) = 16.919$ 2 分

分

因 χ^2 的观察值 $\chi^2 = \frac{9 \times (0.006)^2}{0.005^2} = 12.96 < 16.919$, 没有落在拒绝域内 2 分

分

故在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下接受 H_0 ,

即不能认为这批导线的标准差显著地偏大。 1 分

七、(10 分)

若随机变量 X 服从自由度为 n_1, n_2 的 F 分布, 求证:

(1) $Y = \frac{1}{X}$ 服从自由度为 n_2, n_1 的 F 分布;

(2) 并由此证明 $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$.

答案: (1) $\because X \sim F(n_1, n_2)$

\therefore 可设 $X = \frac{U/n_1}{V/n_2}$, 其中 $U \sim \chi^2(n_1)$, $V \sim \chi^2(n_2)$, 且 U 和 V 相互独立, ... 2 分

$\therefore \frac{1}{X} = \frac{V/n_2}{U/n_1} \sim F(n_2, n_1)$ 1 分

(2) 由上侧 α 分位数的定义可知

$$P(X \geq F_{1-a}(n_1, n_2)) = 1 - a \cdots \cdots \cdots 2 \text{ 分}$$

$$P\left(\frac{1}{X} \leq \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}\right) = 1 - a$$

$$\text{即 } P(Y \leq \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}) = 1 - a$$

$$1 - P(Y > \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}) = 1 - a$$

$$P(Y > \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}) = a \cdots \cdots \cdots 3 \text{ 分}$$

$$\text{而 } P(Y > \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}) = a. \text{ 又因为 } Y \text{ 为连续型随机变量, 故}$$

$$P(Y \geq \frac{1}{F_{1-a}(n_1, n_2)}) = a \cdots \cdots \cdots 1 \text{ 分}$$

从而

$$F_{1-a}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_a(n_2, n_1)} \cdots \cdots \cdots 1 \text{ 分}$$