



厦门大学《概率论与数理统计》课程期末试卷

信息学院信息与通信工程系 19 级计算机类专业

学年学期：2019-2020 学年春季学期

主考教师：王琳 试卷类型：B 卷(√)C 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 为随机事件，则 $P(A) = P(B)$ 的充分必要条件是 ()。

A. $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$

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

C. $P(\overline{AB}) = P(\overline{BA})$

D. $P(AB) = P(\overline{AB})$

知识点：随机事件定义

答案：C

$$P(\overline{AB}) = P(A) - P(AB)$$

$$P(\overline{BA}) = P(B) - P(AB)$$

2. 设随机变量序列 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 独立同分布，如果 ()，则其不服从辛钦大数定理。

A. X_1 服从参数为 1 的泊松分布.

B. X_2 在区间 $(0,1)$ 上均匀分布.

C. X_3 服从参数 $(3,0.1)$ 的二项分布.

D. X_n 都服从同一连续型分布.

知识点：辛钦大数定理

答案：D

辛钦大数定理前提：随机变量独立同分布且数学期望已知

3. 设随机变量 $X \sim t(n) (n > 1)$ ， $Y = \frac{1}{X^2}$ ，则 ()。

A. $Y \sim \chi^2(n)$

B. $Y \sim \chi^2(n-1)$

C. $Y \sim F(n,1)$

D. $Y \sim F(1,n)$

知识点：三大抽样分布的定义

答案：C

4. 设二维随机变量 (X, Y) 服从二维正态分布，则随机变量 $\xi = X + Y$ 与 $\eta = X - Y$ 不相关的充分必要条件是 ()。

A. $E(X) = E(Y)$

B. $E(X^2) - [E(X)]^2 = E(Y^2) - [E(Y)]^2$

$$C. E(X^2) = E(Y^2)$$

$$D. E(X^2) + [E(X)]^2 = E(Y^2) + [E(Y)]^2$$

知识点：相关系数的定义

答案：B

5. 下列各函数是随机变量分布函数的为 ()。

$$A. F(x) = \frac{1}{1+x^2}, -\infty < x < \infty$$

$$B. F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x}{1+x} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$C. F(x) = e^{-x}, -\infty < x < \infty$$

$$D. F(x) = \frac{3}{4} + \frac{1}{2\pi} \arctan x, -\infty < x < \infty$$

知识点：分布函数性质

答案：B

二、 计算题（本大题共 5 小题，每小题 15 分，共计 75 分）

1. (1) 甲、乙、丙三人独立地向一敌机射击，设甲、乙、丙命中率分别为 0.4、0.5 和 0.7，又设敌机被击中 1 次、2 次、3 次而坠毁的概率分别为 0.2、0.6 和 1. 现三人向敌机各射击一次，求敌机坠毁的概率。

(2) 按以往某学科考试结果分析，努力学习的学生有 90% 的可能考试及格，不努力学习的学生有 90% 的可能考试不及格。据调查，学生中有 80% 的人是努力学习的，问：考试及格的学生有多大可能是不努力学习的人？

答案：(1) 设 A_1, A_2, A_3 分别表示甲、乙、丙射击击中敌机，

$B_i = \{\text{敌机被击中 } i \text{ 次}\}, i = 1, 2, 3. C = \{\text{敌机坠毁}\} \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

由题设可知 $P(A_1) = 0.4, P(A_2) = 0.5, P(A_3) = 0.7,$

$$P(C|B_1) = 0.2, P(C|B_2) = 0.6, P(C|B_3) = 1$$

$$\text{则 } B_1 = A_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3 \cup \bar{A}_1 A_2 \bar{A}_3 \cup \bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3$$

$$B_2 = \bar{A}_1 A_2 A_3 \cup A_1 \bar{A}_2 A_3 \cup A_1 A_2 \bar{A}_3$$

$$B_3 = A_1 A_2 A_3$$

$$\text{则 } P(B_1) = P(A_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) + P(\bar{A}_1 A_2 \bar{A}_3) + P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3)$$

$$= P(A_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3) + P(\bar{A}_1)P(A_2)P(\bar{A}_3) + P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(A_3)$$

$$= 0.36$$

同理可得: $P(B_2) = 0.51, P(B_3) = 0.14, \dots\dots\dots 3$ 分

由全概率公式得

$$P(C) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(C|B_i) \dots\dots\dots 3$$
 分

$$= 0.36 \times 0.2 + 0.51 \times 0.6 + 0.14 \times 1 = 0.458 \dots\dots\dots 1$$
 分

(2) 设 $A = \{\text{被调查学生是努力学习的}\}$

则 $\bar{A} = \{\text{被调查学生是不努力学习的}\} \dots\dots\dots 1$ 分

依题意得 $P(A) = 0.8, P(\bar{A}) = 0.2,$

又设 $B = \{\text{被调查的学生考试及格}\}$, 依题意得:

$$P(B|A) = 0.9, P(\bar{B}|\bar{A}) = 0.9 \dots\dots\dots 2$$
 分

故由贝叶斯公式可知:

$$P(\bar{A}|B) = \frac{P(\bar{A}B)}{P(B)} = \frac{P(\bar{A})P(B|\bar{A})}{P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})} \dots\dots\dots 3$$
 分

$$= \frac{0.2 \times 0.1}{0.8 \times 0.9 + 0.2 \times 0.1} = \frac{1}{37} = 0.02702 \dots\dots\dots 1$$
 分

即考试及格的学生中不努力学习的学生仅占 2.70。

2. (1) 某种商品一周的需求量是一个随机变量, 其概率密度为

$$f(t) = \begin{cases} te^{-t}, & t > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

设每周的需求量是相互独立的。求两周的需求量的概率密度。

(2) 计算器在进行加法时, 将每个加数舍入最靠近它的整数, 设所有舍入误差相互独立且在 $(-0.5, 0.5)$ 上服从均匀分布。运用中心极限定理求: 最多可有几个数相加使得误差总和的绝对值小于 10 的概率不小于 0.90?

($\Phi(1.285) = 0.90, \Phi(1.645) = 0.95$)

答案:

(1) 解: 设某种商品在第 i 周的需求量为 $X_i (i = 1, 2, 3)$, 由题设 X_1, X_2, X_3 相互独立, 并且有

$$f_{X_i}(t) = f(t) = \begin{cases} te^{-t}, & t > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

记两周的需求量为 Z ，即 $Z = X_1 + X_2$ ，则 Z 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)f(z-x)dx \quad \dots \dots \dots 2 \text{ 分}$$

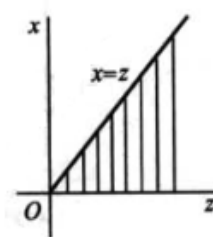
由 $f(t)$ 的定义，知仅当

$$\begin{cases} x > 0, \\ z-x > 0, \end{cases} \text{ 亦即 } \begin{cases} x > 0, \\ x < z, \end{cases} \quad \dots \dots \dots 2 \text{ 分}$$

时上述积分的被积函数不等于零。

于是（参见右图） Z 的概率密度为

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \begin{cases} \int_0^z f(x)f(z-x)dx, & z > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \int_0^z xe^{-x}(z-x)e^{-(z-x)}dx, & z > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} e^{-z} \int_0^z (xz - x^2)dx = \frac{z^3 e^{-z}}{3!}, & z > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned}$$



• 2 分
• 1 分

(2) 解：设最多有 n 个数相加，使误差总和 $Y = \sum_{k=1}^n X_k$ 符合要求，即要确定 n ，

使

$$P\{|Y| < 10\} \geq 0.90 \quad \dots \dots \dots 1 \text{ 分}$$

由中心极限定理，当 n 充分大时有近似公式

$$P\left\{\frac{Y-0}{\sqrt{n}\sqrt{1/12}} \leq x\right\} \approx \Phi(x) \quad \dots \dots \dots 2 \text{ 分}$$

于是

$$\begin{aligned} P\{|Y| < 10\} &= P\{-10 < Y < 10\} \\ &= P\left\{\frac{-10}{\sqrt{n}\sqrt{1/12}} < \frac{Y}{\sqrt{n}\sqrt{1/12}} < \frac{10}{\sqrt{n}\sqrt{1/12}}\right\} \\ &\approx \Phi\left(\frac{10}{\sqrt{n/12}}\right) - \Phi\left(\frac{-10}{\sqrt{n/12}}\right) = 2\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{n/12}}\right) - 1 \quad \dots \dots \dots 2 \text{ 分} \end{aligned}$$

因而 n 需满足 $2\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{n/12}}\right)-1 \geq 0.90$

亦即 n 需满足 $\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{n/12}}\right) \geq 0.95 = \Phi(1.645)$

即 n 应满足 $\frac{10}{\sqrt{n/12}} \geq 1.645$ 2 分

由此得 $n \leq 443.45$ 1 分

因 n 为正整数, 因而所求的 n 为 443. 故最多只能有 443 个数加在一起, 才能使得误差总和的绝对值小于 10 的概率不小于 0.90.

3. (1) 设总体 X 的概率分布为

X	1	2	3
P	$1-\theta$	$\theta-\theta^2$	θ^2

, 其中 $\theta \in (0,1)$ 未知. 以 N_i 表示来自总体 X 的简单随机样本 (样本容量为 n) 中等于 i 的个数 ($i=1,2,3$). 试求常数 a_1, a_2, a_3 , 使 $T = \sum_{i=1}^3 a_i N_i$ 为 θ 的无偏估计量, 并求 T 的方差.

(2) 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 是来自总体的简单样本. 求参数 θ 的最大似然估计量.

答案:

(1) 根据简单随机样本的性质, 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且与总体 X 同分布, 因此 $P\{X_i = 1\} = 1-\theta$, $P\{X_i \neq 1\} = \theta$, $i=1,2,\dots,n$.

在那次独立观测中取 1 的个数 N_1 是个随机变量, 且 $N_1 \sim B(n, 1-\theta)$. 同理 $N_2 \sim B(n, \theta-\theta^2)$, $N_3 \sim B(n, \theta^2)$. 2 分

于是

$$\begin{aligned} E(T) &= E\left(\sum_{i=1}^3 a_i N_i\right) = a_1 E(N_1) + a_2 E(N_2) + a_3 E(N_3) \\ &= a_1 n(1-\theta) + a_2 n(\theta - \theta_2) + a_3 n\theta^2 \\ &= na_1 + n(a_2 - a_1)\theta + n(a_3 - a_2)\theta^2. \end{aligned}$$

若 T 为 θ 的无偏估计, 则 $E(T) = \theta$, 即

$$\theta = na_1 + n(a_2 - a_1)\theta + n(a_3 - a_2)\theta^2. \quad 3 \text{ 分}$$

解得 $a_1 = 0, a_2 = a_3 = 1/n$, 1 分

$$\text{故 } T = \frac{N_2 + N_3}{n}.$$

由于 $N_1 + N_2 + N_3 = n$, 于是

$$\begin{aligned} D(T) &= D\left(\frac{N_1 + N_2}{n}\right) = D\left(1 - \frac{N_1}{n}\right) = \frac{1}{n^2} D(N_1) \\ &= \frac{1}{n^2} n(1-\theta)\theta = \frac{(1-\theta)\theta}{n}. \end{aligned} \quad 3 \text{ 分}$$

(2) 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值记为 x_1, x_2, \dots, x_n , 则似然函数为

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{(1-\theta)^n}, & \theta \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad 3 \text{ 分}$$

由于 $L(\theta)$ 是关于 θ 的单调递增函数, 为了使似然函数达到最大, 只要使 θ 尽量大

即可. 因此, 参数 θ 的最大似然估计量为: $\hat{\theta} = \min(x_1, x_2, \dots, x_n)$. 3 分

4. 从一批钉子中随机抽取 16 枚, 测得其长度 (单位: cm) 为

2.14, 2.10, 2.13, 2.15, 2.13, 2.12, 2.13, 2.10
2.15, 2.12, 2.14, 2.10, 2.13, 2.11, 2.14, 2.11

假设钉子的长度 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 在下列两种情况下分别求总体均值 μ 的置信度为 90% 的置信区间. ($\Phi(1.645) = 0.95$, $t_{0.05}(15) = 1.7531$, $t_{0.05}(16) = 1.7456$)

(1) 已知 $\sigma = 0.01$; (2) σ 未知.

答案:

由观察值可得 $\bar{x} = 2.125$, $S = 0.01713$ 1分

(1) 已知 $\sigma = 0.01$, $1 - \alpha = 0.90$, $\frac{\alpha}{2} = 0.05$, $n = 16$.

选取随机变量 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$1分

由 $P\{|U| < u_{0.05}\} = 0.90$, $u_{0.95} = 1.645$ 2分

计算 $\bar{x} - \frac{u_{0.95} \times \sigma}{\sqrt{n}} = 2.125 - \frac{1.645 \times 0.01}{\sqrt{16}} = 2.121$

$$\bar{x} + \frac{u_{0.95} \times \sigma}{\sqrt{n}} = 2.125 + \frac{1.645 \times 0.01}{\sqrt{16}} = 2.129$$

所以置信区间为 $(2.121, 2.129)$4分

(2) 由于 σ 未知, 因此用随机变量 $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$,1分

由 $P\{|T| < t_{0.05}(n-1)\} = 0.90$, $t_{0.05}(15) = 1.7531$,2分

计算得 $\bar{x} - t_{0.05}(15) \frac{S}{\sqrt{n}} = 2.125 - \frac{1.753 \times 0.01713}{\sqrt{16}} = 2.117$

$$\bar{x} + t_{0.05}(15) \frac{S}{\sqrt{n}} = 2.125 + \frac{1.753 \times 0.01713}{\sqrt{16}} = 2.133$$

故置信区间为 $(2.117, 2.133)$4分

5. (1) 设某次考试的学生成绩服从正态分布, 从中随机抽取 36 位考生的成绩, 算得样本均值 $\bar{X} = 66.5$ 分, 样本方差 $S^2 = 15^2$ 分, 问在显著性水平 0.05 下, 是否可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分? 并给出检验过程。

(2) 设某地区成年人的每日睡眠时间服从正态分布。随机抽取 25 个成年人, 随机样本显示平均每日睡眠时间为 8h, 样本标准差为 1.8h。试问: 在显著性水平 0.05 下, 是否可以认为成年人的每日睡眠时间的方差超过 2h?

$$(t_{0.025}(35) = 2.03, t_{0.05}(35) = 1.69, t_{0.025}(36) = 2.028;$$

$$\chi_{0.05}^2(25) = 37.652, \chi_{0.05}^2(24) = 36.415, \chi_{0.025}^2(25) = 40.646, \chi_{0.025}^2(24) = 39.364)$$

答案: (1) 设学生成绩为 X , 则 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

本题要求在水平 $\alpha = 0.05$ 下检验假设:

$$H_0: \mu = 70; H_1: \mu \neq 70 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

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

令 $n = 36$, $S^2 = 15^2$, $\bar{X} = 66.5$, $\alpha = 0.05$, 则 $t_{\alpha/2}(n-1) = t_{0.025}(35) = 2.03$. 拒绝域为

$$|t| \geq t_{\alpha/2}(n-1) = 2.03 \dots\dots\dots 3 \text{ 分}$$

因 t 的观察值 $|t| = \left| \frac{66.5 - 70}{15} \cdot \sqrt{36} \right| = 1.4 < 2.03$, 不落在拒绝域内 $\dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

故在水平 $\alpha = 0.05$ 下接受 $H_0: \mu = 70 \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

(2) 设 $H_0: \sigma^2 \leq 2; H_1: \sigma^2 > 2 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

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

构造拒绝域: $\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)$

带入 $n = 25$, $\alpha = 0.05$, 得 $\chi_{0.05}^2(24) = 36.415 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

计算得 $\chi^2 = \frac{24 \times 1.8^2}{2} = 38.88 > 36.415 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

故拒绝 H_0 , 可以认为成年人每日得睡眠时间的方差超过 2h。 $\dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

三、 证明题 (本大题共 1 小题, 每小题 10 分, 共计 10 分)

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布的随机变量, 且 X_1 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} xe^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ 。

证明: $P\left(0 < \sum_{i=1}^n X_i < 4n\right) \geq \frac{2n-1}{2n}$

答案: $\because X_1, X_2, \dots, X_n$ 是独立同分布的随机变量

$\therefore f(X_1) = f(X_2) = \dots = f(X_n)$.

$$\begin{aligned}\therefore E(X_i) &= E(X_1) = \int_0^{+\infty} xf(X_1)dx = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx \\ &= -x^2 e^{-x} \Big|_0^{+\infty} + 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 2 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}E(X_i^2) &= E(X_1^2) = \int_0^{+\infty} x^2 f(X_1)dx = \int_0^{+\infty} x^3 e^{-x} dx \\ &= -x^3 e^{-x} \Big|_0^{+\infty} + 3 \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 6 \dots\dots\dots 2 \text{ 分}\end{aligned}$$

$$\therefore D(X_i) = E(X_i^2) - (E(X_i))^2 = 6 - 4 = 2 \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

由切比雪夫不等式得：

$$P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i - nE(X_i)\right| \geq 2n\right\} \leq \frac{nD(X_i)}{(2n)^2} \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\Rightarrow P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i - nE(X_i)\right| < 2n\right\} \geq 1 - \frac{nD(X_i)}{(2n)^2} \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

$$\therefore P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i - 2n\right| < 2n\right\} \geq 1 - \frac{2n}{4n^2}$$

$$\Rightarrow P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i - nE(X_i)\right| < 2n\right\} \geq 1 - \frac{nD(X_i)}{(2n)^2} \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$