北京交通大学

2018-2019 学年第二学期概率论与数理统计期末测验试卷

学院	专业	班级				
学号	姓名	_◇请考生答题前,先阅读"考生须知"				

考生须知: (1) 本试卷共有 11 道题,满分 100 分。如不对,请马上与监考教师调换试卷!

(2) 存道题的解答必须写出文字说明、证明过程或演算步骤。

题号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	总分
得分												
阅卷人												

一. (本题满分8分)

一袋中装有 10 个号码球,分别标有 1~10 号,现从袋中任取 3 个球,记录其号码,求:(1)最小号码为 5 的概率;(2)最大号码为 5 的概率;(3)中间号码为 5 的概率.

解:样本空间所含元素个数为 C_{10}^3

(1) 记 A= "最小号码为 5",故
$$P(A) = \frac{C_5^2}{C_{10}^3} = \frac{1}{12}$$

(2) 记 B= "最大号码为 5",故
$$P(B) = \frac{c_4^2}{c_{10}^3} = \frac{1}{20}$$

(3) 记 C= "中间号码为 5", 利用乘法原理, 有
$$P(C) = \frac{C_4^1 C_5^1}{C_{10}^3} = \frac{1}{6}$$
.

二. (本题满分8分)

玻璃杯成箱出售,每箱20只,假设各箱含0,1,2只残次品的概率相应为0.8,0.1和0.1,一顾客欲购一箱玻璃杯,在购买时售货员随意取一箱,而顾客开箱随机地查看4只,若无残次品,则买下该箱玻璃杯,否则退回,试求:

(1) 顾客买下该箱的概率α; (2) 在顾客买下的一箱中, 确实没有残次品的概率β.

解:令A表示事件"顾客买下所查看的一箱玻璃杯", B_i 表示事件"箱中恰有i件残次品",i=0,1,2.根据题意

$$P(B_0) = 0.8,$$
 $P(B_1) = P(B_2) = 0.1$
 $P(A|B_0) = 1, P(A|B_1) = \frac{C_{19}^4}{C_{20}^4} = \frac{4}{5}, P(A|B_2) = \frac{C_{18}^4}{C_{20}^4} = \frac{12}{19}$

(1) 由全概率公式

$$\alpha = P(A) = \sum\nolimits_{i=0}^{2} P(A|B_i)P(B_i) = 0.8 \times 1 + 0.1 \times \frac{4}{5} + 0.1 \times \frac{12}{19} = 0.94$$

(2) 由贝叶斯公式

$$\beta = P(B_0|A) = \frac{P(A|B_0)P(B_0)}{P(A)} = \frac{1 \times 0.8}{0.94} \approx 0.85$$

三. (本题满分8分)

已知自动车床生产的零件长 $X\sim N(50,0.75^2)$ (单位: mm), 若规定零件长度在 50 ± 1.5 mm 之间为合格品, 试求 10 个零件中恰有 1 个不合格的概率.

解: 先求"某个零件合格"这一事件的概率,即 $\{50-1.5 < X < 50+1.5\}$ 的概率.

$$P(50 - 1.5 < X < 50 + 1.5) = F_X(50 + 1.5) - F_X(50 - 1.5) = \Phi\left(\frac{50 + 1.5 - 50}{0.75}\right) - \Phi\left(\frac{50 - 1.5 - 50}{0.75}\right)$$
$$= \Phi(2) - \Phi(-2) = 2\Phi(2) - 1 = 0.9546$$

则不合格的概率为1-0.9546=0.0454. 设 10 个零件中不合格品的个数为 $Y\sim B(10,0.0454)$, 于是 10 个零件中恰有一个不合格的概率为

$$P(Y = 1) = C_{10}^{1}(0.0454)(0.9546)^{9} = 0.2988 \approx 0.3$$

四. (本题满分8分)

设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} e^{-x}, 0 < y < x \\ 0,$$
 其他

(1) 求条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x)$; (2) 求条件概率 $P(X \le 1|Y \le 1)$.

解: (1) X 的概率密度

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dy = \begin{cases} xe^{-x}, x > 0 \\ 0, x \le 0 \end{cases}$$

当x > 0时, Y的条件概率密度

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 0 < y < x \\ 0, & \# \end{cases}$$

(2) Y的概率密度

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dx = \begin{cases} e^{-y}, y > 0 \\ 0, y \le 0 \end{cases}$$

$$P(X \le 1 | Y \le 1) = \frac{P(X \le 1, Y \le 1)}{P(Y \le 1)} = \frac{\int_{-\infty}^{1} \int_{-\infty}^{1} f(x, y) \, dx dy}{\int_{0}^{1} e^{-y} \, dy} = \frac{e - 2}{e - 1}$$

五. (本题满分8分)

随机变量 X 与 Y 独立且均服从[0,1]上均匀分布, 求 $Z = min\{X,Y\}$ 的概率密度.

解: 1. 当z < 0时, $F_z(z) = 0$.

 $2. \pm 0 \le z \le 1$ 时,

 $F_Z(z) = 1 - P(\min\{X,Y\}) = 1 - P(X > z, y > z) = 1 - P(X > z)P(Y > z) = 2z - z^2.$

3. 当z > 1时, $P(\min\{X,Y\} \le z) = 1$.

由 1.~3. 得 Z 的分布函数为

$$F_{Z}(z) \begin{cases} 0, z < 0 \\ 2z - z^{2}, 0 \le z \le 1 \\ 1, z > 1 \end{cases}$$

故Z的密度函数为

$$f_Z(z) = \begin{cases} 2 - 2z, 0 \le z \le 1\\ 0, \cancel{\sharp} \% \end{cases}$$

六. (本题满分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) 求 $P(X > 2Y)$: (2) 求 $Z = X + Y$ 的概率密度 $f_{\alpha}(z)$

(1)
$$P(X > 2Y) = \iint_{x > 2y} f(x, y) dxdy = \int_0^1 dx \int_0^{\frac{x}{2}} (2 - x - y) dy = \int_0^1 \left(x - \frac{5}{8}x^2\right) dx = \frac{7}{24}$$
.

(2)
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx$$
, 其中
$$f(x, z - x) = \begin{cases} 2 - z, 0 < x < 1, 0 < z - x < 1 \\ 0, 其他 \end{cases}$$

当z ≤ 0或z ≥ 2时, $f_z(z)$ = 0;

当
$$0 < z < 1$$
时, $f_z(z) = \int_0^z (2-z) dx = z(2-z)$

当0 < z < 1时,
$$f_Z(z) = \int_0^z (2-z) dx = z(2-z)$$

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

即 Z 的概率密度为
$$f_Z(z) = \begin{cases} z(2-z), 0 < z < 1\\ (2-z)^2, 1 \le z < 2\\ 0, 其他 \end{cases}$$

七. (本题满分10分)

设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, x^2 + y^2 \le 1\\ 0, 其他 \end{cases}$$

试验证X和Y是不相关的,但X和Y不是相互独立的.

解: 由于
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - x^2}, -1 < x \le 1 \\ 0,$$
 其他

由X和Y的对称性,同理可得

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - y^2}, -1 < y \le 1\\ 0, \# \% \end{cases}$$

显然, $f(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故 X 和 Y 不是相互独立的。

又
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-1}^{1} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - x^2} dx = 0$$
, 同理 $E(Y) = 0$

$$EXY = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf(x, y) dx dy = \frac{1}{\pi} \int_{-1}^{1} dx \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} xy dy = 0$$

从而Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0,故 $\rho_{XY} = 0$, X和Y不相关.

八. (本题满分10分)

现有一大批种子,其中良种占 1/6,现从中任取 6000 粒. 试分别(1)用切比雪夫不等式估计;(2)用 中心极限定理计算: 6000 粒中良种所占的比例与 1/6 之差的绝对值不超过 0.01 的概率.

解:设 6000 粒中的良种数量为 X,则 $X \sim B(6000, \frac{1}{2})$.

(1) 要估计的概率为

$$P\left\{\left|\frac{X}{6000} - \frac{1}{6}\right| < \frac{1}{100}\right\} = P\{|X - 1000| < 60\}$$

相当于在切比雪夫不等式中去
$$\varepsilon$$
 = 60,于是由切比雪夫不等式可得
$$P\left\{\left|\frac{X}{6000} - \frac{1}{6}\right| < \frac{1}{100}\right\} = P\{|X - 1000| < 60\} \ge 1 - \frac{D(X)}{60^2} = 1 - \frac{5}{6} \times 1000 \times \frac{1}{3600} = 0.7685$$
 即用切比雪夫不等式估计此概率值不小于 0.7685

(2) 由拉普拉斯中心极限定理,二项分布 $B(6000,\frac{1}{6})$ 可用正态分布 $N(1000,\frac{5}{6}\times 1000)$ 近似,于是,所 求概率为

$$P\left\{\left|\frac{X}{6000} - \frac{1}{6}\right| < \frac{1}{100}\right\} = P\left\{|X - 1000| < 60\right\} = P\left\{\left|\frac{X - 1000}{\sqrt{\frac{5}{6} \times 1000}}\right| < \frac{60}{\sqrt{\frac{5}{6} \times 1000}}\right\} \approx 2\Phi(2.08) - 1 = 0.9774.$$

九. (本题满分10分)

设总体X的概率函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda^2 x e^{-\lambda x}, x > 0 \\ 0, & \text{ i.e. } \end{cases}$$

其中参数 $\lambda(\lambda>0)$ 未知, $X_1,X_2,...,X_n$ 是来自总体 X 的简单随机样本。

(1) 求参数礼的矩估计量; (2) 求参数礼的极大似然估计量.

解: (1)
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{+\infty} \lambda^2 x^2 e^{-\lambda x} dx = \frac{2}{\lambda}$$

令 $\bar{X} = E(X)$, 即 $\bar{X} = \frac{2}{\lambda}$, 得 λ 的矩估计量为 $\hat{\lambda} = \frac{2}{\bar{X}}$.

(2) 设 $x_1, x_2, ..., x_n(x_i > 0, i = 1, 2, ..., n)$ 为样本观测值,则似然函数为

十. (本题满分10分)

设 X_1,X_2,X_3,X_4 是来自均值为 θ 的指数分布总体的样本,其中 θ 未知。设有估计量 $T_1=\frac{X_1+X_2}{6}+\frac{X_3+X_4}{3};\ T_2=\frac{X_1+2X_2+3X_3+4X_4}{5};\ T_3=\frac{X_1+X_2+X_3+X_4}{4}$

- (1) 试指出 T_1, T_2, T_3 中哪几个是 θ 的无偏估计量;
- (2) 在上述的的无偏估计量中指出哪一个较为有效。

解: (1)
$$E(T_1) = E\left(\frac{X_1 + X_2}{6} + \frac{X_3 + X_4}{3}\right) = \theta$$
 $E(T_2) = E\left(\frac{X_1 + 2X_2 + 3X_3 + 4X_4}{5}\right) = 2\theta$
 $E(T_3) = E\left(\frac{X_1 + X_2 + X_3 + X_4}{4}\right) = \theta$
故 $T_1, T_3 \neq \theta$ 的无偏估计量
(2) $D(T_1) = \frac{DX_1 + DX_2}{36} + \frac{DX_3 + DX_4}{9} = \frac{8}{15}\theta^2$
 $D(T_3) = \frac{DX_1 + DX_2 + DX_3 + DX_4}{16} = \frac{1}{4}\theta^2$
 $D(T_1) > D(T_3), \quad \text{故} T_3 \text{ id} T_1 \text{ fix}.$

十一. (本题满分 10 分)

设某次考试的考生成绩服从正态分布,从中随机地抽取 36 位考生的成绩,算得平均成绩为 66.5 分,标准差为 15 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.

解:设该次考试的考生成绩为X,则 $X\sim N(\mu,\sigma^2)$,且 σ^2 未知.

根据题意建立假设 H_0 : $\mu = 70$, H_1 : $\mu \neq 70$, 选取检验统计量

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

当
$$H_0$$
成立时,有 $T = \frac{\bar{X}-70}{\frac{S}{\sqrt{36}}} = -1.4.$

查表可得 $t_{0.025}(35) = 2.0301$,因为|t| = 1.4 < 2.0301,所以接受 H_0 .即在显著性水平 0.05 下可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70.

参考标准正态分布函数值:

х	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857

参考t分布表 (上分位):

n	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.025$	$\alpha = 0.01$
35	1.3062	1.6896	2.0301	2.4377
36	1.3055	1.6883	2.0281	2.4345