## 《概率论与数理统计》A卷评分标准与参考答案

## (2 学分用)

一、解:
$$\frac{C_1^1 C_8^1}{C_9^2} = \frac{2}{9}$$

二、解:设A={从事某职业的可疑病人},B={患有肺癌} 2分

$$P(A) = 0.45$$
,  $P(\overline{A}) = 0.55$ ,  $P(B|A) = 0.9$ ,  $P(B|\overline{A}) = 0.05$  4  $\%$ 

(1) 
$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\overline{A})P(B|\overline{A}) = 0.4325$$
 8 \$\frac{1}{2}\$

(2) 
$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} = 0.9364$$
 12 %

三、解:设A={第一种工艺下的合格品},B={第二种工艺下的合格品},C={优质品}

$$P(C|A) = 0.9$$
,  $P(C|B) = 0.8$  3  $\%$ 

 $D_i$  = {表示第一种工艺下的第 i 道工序生产的废品}, i=1, 2, 3

$$P(D_1) = 0.05$$
,  $P(D_2) = 0.10$ ,  $P(D_3) = 0.25$ 

 $E_i$  = {表示第二种工艺下的第 i 道工序生产的废品}, i=1, 2

$$P(E_1) = P(E_2) = 0.10$$
 6  $\%$ 

$$P(A) = P(\overline{D}_1 \overline{D}_2 \overline{D}_3) = P(\overline{D}_1)P(\overline{D}_2)P(\overline{D}_3) = 0.95 * 0.90 * 0.75 = 0.6413$$
 8 \(\frac{1}{2}\)

$$P(B) = P(\overline{E}_1 \overline{E}_2) = P(\overline{E}_1)P(\overline{E}_2) = 0.80 * 0.80 = 0.6400$$
9 \(\frac{1}{2}\)

$$P(CA) = P(A)P(C|A) = 0.6413 * 0.9 = 0.5771$$
 10  $\%$ 

$$P(CB) = P(B)P(C|B) = 0.64 * 0.8 = 0.512$$

答:第一种工艺得到的优等品概率大。 12分

四、解: 设
$$\xi$$
表示正常运行时间, $F(t) = P(\xi < t)$ ,当 $t \le 0$ 时, $F(t) = 0$  2分

$$t>0$$
 时,题中条件为:  $P(t < \xi < t + \Delta t \mid \xi > t) = \lambda \Delta t + o(\Delta t)$  5分

$$\mathbb{BI}: \quad \frac{P(t < \xi < t + \Delta t, \xi > t)}{P(\xi > t)} = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{1 - F(t)} = \lambda \Delta t + o(\Delta t)$$

$$\frac{F(t+\Delta t) - F(t)}{\Delta t} = \lambda (1 - F(t)) + o(1)$$

$$\stackrel{\diamondsuit}{\Rightarrow} \Delta t \to 0 , \quad \boxed{\mathbb{Q}} \frac{dF(t)}{dt} = \lambda (1 - F(t))$$

$$\frac{d(1 - F(t))}{dt} = -\lambda (1 - F(t)) , \quad 1 - F(t) = ce^{-\lambda t} , \quad \because F(0) = 0 , \quad \therefore F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

故它正常运行时间大于t概率:  $P(\xi > t) = e^{-\lambda t}$  10 分

五、解:  $\xi$ 的取值:  $m, m+1, \cdots$  2分

(1) 
$$P(\xi = k) = C_{k-1}^{m-1} p^{m-1} (1-p)^{k-m} p = C_{k-1}^{m-1} p^m (1-p)^{k-m}$$
  
 $\xi = m, m+1, \dots$  6 ½

(2) 
$$E(\xi) = \sum_{k=m}^{\infty} k C_{k-1}^{m-1} p^m (1-p)^{k-m}$$
 8  $f$ ?
$$= m \sum_{k=m}^{\infty} \frac{k!}{m!(k-m)!} p^m (1-p)^{k-m} = m \sum_{k=m}^{\infty} C_k^m p^m (1-p)^{k-m}$$

10分

$$=\frac{m}{p}$$
 12  $\%$ 

或: 令η为首次取到1位离婚人士的调查人数,则η服从几何分布,即

$$P(\eta = k) = (1 - p)^{k-1} p, k = 1, 2, \dots, \quad E\eta = \frac{1}{p}$$

设
$$\eta_1,\eta_2,\cdots,\eta_m$$
独立同分布于 $\eta$ ,则 $\xi=\eta_1+\cdots+\eta_m$ ,得 $E\xi=\frac{m}{p}$ 

六、解: (1)  $(\xi,\eta)$ 分布密度

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 1 \le x \le 2, 1 \le y \le 3\\ 0, & \cancel{\sharp} \stackrel{\sim}{\vdash} \end{cases}$$

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} \int_{1}^{3} \frac{1}{2} dy = 1, & 1 \le x \le 2\\ 0, & 其它 \end{cases}$$

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} \int_{1}^{2} \frac{1}{2} dx = 1/2, & 1 \le y \le 3\\ 0, & 其它 \end{cases}$$
 4分

《概率论与数理统计》试卷第 2 页 共 4 页

(2) 
$$P(\xi < 1.5, \eta < 4) = \int_{1}^{1.5} dx \int_{1}^{3} \frac{1}{2} dy$$
 6 分
$$= \int_{1}^{1.5} dx = 0.5$$
 8 分

(3) 因 
$$f(x, y) = f_{\varepsilon}(x) \cdot f_{\eta}(y)$$
 11 分

所以,随机变量 $\xi$ 与 $\eta$ 是独立的。

12 分

七、解: 当
$$y \le 0$$
时, $F_{\eta}(y) = P\{\eta < y\} = P\{\xi | < y\} = 0$ ,

所以, y<0 时, 
$$f(y) = \frac{d}{dy} F_{\eta}(y) = 0$$
, 3分

当 
$$y > 0$$
 时,  $F_{\eta}(y) = P\{\eta < y\} = P\{\xi | < y\} = P(-y < \xi < y)$ 

$$= P(\xi < y) - P(\xi < -y) = P\left(\frac{\xi}{\sigma} < \frac{y}{\sigma}\right) - P\left(\frac{\xi}{\sigma} < -\frac{y}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{y}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{y}{\sigma}\right)$$
7 \(\frac{\gamma}{\sigma}\)

$$f(y) = \frac{d}{dy} F_{\eta}(y) = \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\left(\frac{y}{\sigma}\right)^2}{2}} + \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\left(-\frac{y}{\sigma}\right)^2}{2}} = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}}$$
 10 \(\frac{\gamma}{2}\)

八、解:设把机器分解为  $\mathbf{n}$  个部分,各部分测量的误差分别为  $\xi_1,\xi_2,\cdots,\xi_n$ ,它们均服从区间(-1,1)上的均匀分布。 2分

$$E\xi_{i} = \int_{-1}^{1} \frac{x}{2} dx = 0, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad E\xi_{i}^{2} = \int_{-1}^{1} \frac{x^{2}}{2} dx = \frac{x^{3}}{6} \Big|_{-1}^{1} = \frac{1}{3}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$D\xi_i = E\xi_i^2 - (E\xi_i)^2 = \frac{1}{3}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$
 5 \(\frac{1}{2}\)

即,总误差: 
$$\eta = \sum_{i=1}^{n} \xi_i$$
,  $E\eta = \sum_{i=1}^{n} E\xi_i = 0$ ,  $D\eta = \sum_{i=1}^{n} D\xi_i = \frac{n}{3}$  7分

由中心极限定理,

$$P\{|\eta| < 10\} = P\left\{ \frac{|\eta|}{\sqrt{\frac{n}{3}}} < 10\sqrt{\frac{3}{n}} \right\} \approx \Phi\left(10\sqrt{\frac{3}{n}}\right) - \Phi\left(-10\sqrt{\frac{3}{n}}\right) \ge 0.99 \qquad 9 \text{ }\%$$

$$10\sqrt{\frac{3}{n}} \ge u_{0.995} = 2.58 \; , \quad n \le 45.06$$

答:最多可以把机器分解成 45 部分,才能以不低于 99%的概率保证测定的总重量误差的绝对值不超过 10kg。 12 分

## 《概率论与数理统计》试卷第 3 页 共 4 页

九、解: 由契比雪夫不等式,则

$$P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\xi_{i}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}E(\xi_{i})\right|<\varepsilon\right)\leq\frac{D\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\xi_{i}\right)}{\varepsilon^{2}}=\frac{\frac{1}{n^{2}}\sum_{i=1}^{n}D\xi_{i}}{\varepsilon^{2}}\to0$$
8 \(\frac{\gamma}{2}\)

得

$$\lim_{n \to \infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \xi_{i} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} E(\xi_{i})\right| < \varepsilon\right) = 1$$
10 \(\frac{\gamma}{2}\)