2015-2016 学年第一学期期末考试 A 卷参考答案

八 (12分)

 $_1$ 、【学解】设任取一件零件,该零件是第一台车床生产为事件 $_1$,是第二台车床生产为事件 $_2$ 。 $_2$ 该零件是不合格为事件 $_3$,那么由题意可知: $_3$, $_4$ (如用 $_2$ 人物 $_4$) (如用 $_4$ 人物 $_4$)

$$P(B|A_1) = 0.03, P(B|A_2) = 0.05, P(A_1) = 0.7, P(A_2) = 0.3$$

于是由全概率公式:

$$P(B) = P(B|A_1)P(A_1) + P(B|A_2)P(A_2) = 0.03 \times 0.7 + 0.05 \times 0.3 = 0.036$$

【考点延伸】《考试宝典》第一章【重要题型】题型 4: 全概率公式与贝叶斯公式

2、【学解】设系统 A 有效为事件 A, 系统 B 有效为事件 B

那么由题意知:
$$P(A) = 0.92, P(B) = 0.93, P(B|\overline{A}) = 0.85$$
, 问题求 $1 - P(\overline{A}\overline{B})$

首先有
$$P(\overline{A}\overline{B}) = P(\overline{A \cup B}) = 1 - P(A \cup B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)]$$

因为
$$P(B|\overline{A}) = \frac{P(B\overline{A})}{P(\overline{A})} = \frac{P(B) - P(AB)}{1 - P(A)} = \frac{0.93 - P(AB)}{1 - 0.92} = 0.85 \Longrightarrow P(AB) = 0.862$$

所以
$$1 - P(\overline{A}\overline{B}) = P(A) + P(B) - P(AB) = 0.92 + 0.93 - 0.862 = 0.988$$

【考点延伸】《考试宝典》第一章【知识清单】1.2 事件的关系与运算 二、(12分)

1. 【学解】(1) 因为
$$\lim_{x \to +\infty} F(x) = 1$$
, $\lim_{x \to -\infty} F(x) = 0$, 从而 $A + \frac{\pi}{2}B = 1$, $A - \frac{\pi}{2}B = 0$

由此可以解得
$$A = \frac{1}{2}$$
,是是 $\frac{1}{\pi}$ 的是 $\frac{1}{2}$ 的是 $\frac{1}{\pi}$ 的是 $\frac{1}{$

所以
$$P(-1 < X \le 1) = F(1) - F(-1) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4}\right) - \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{2}$$

【考点延伸】《考试宝典》第二章【知识清单】2.3 连续型随机变量及分布

2. 【学解】 $F_Y(y) = P(Y \le y) = P(e^X \le y)$

当y \leq 0时, $F_Y(y)$ =0 传见 计算机 计算机 第五十二章 第五十字列 现出货 []

当
$$y > 0$$
时, $F_Y(y) = P(X \le \ln y) = P\left(\frac{X}{\sigma} \le \frac{\ln y}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\ln y}{\sigma}\right)$

这里 $\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ 为标准正态分布的概率分布函数

 $P(B) = P(B|A_1)P(A_1) + P(B|A_2)P(A_2) = 0.03 \times 0.7 + 0.05 \times 0.2 \times 0.7 + 0.06 \times 0.03 \times 0.7 + 0.06 \times 0.03 \times 0.7 + 0.06 \times 0.03 \times 0.03$

y > 0 时, $f_Y(y) = F_{Y'}(y) = \Phi'\left(\frac{\ln y}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma y} = \frac{1}{\sigma y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-\frac{(\ln y)^2}{2\sigma^2}}}{y}$ A 於就

综上,
$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{\overline{d} L}{1} q - \frac{100y^2}{2\sigma^2} \overline{p} \overline{p} & .68.0 = (\overline{L}|B|) T.80.0 = (\overline{R}) T.90.0 = (\overline{L}) q & .68.0 = (\overline{L}|B|) T.80.0 = (\overline{L}) T.90.0 = (\overline{L}) q & .68.0 = (\overline{L}|B|) T.80.0 = (\overline{L}|$$

【考点延伸】《考试宝典》第二章【知识清单】2.5 一维随机变量的函数的分布。 三、(16分)

1. 【学解】(1) 由于X与Y相互独立,从而X与Y的联合概率密度函数为:

$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} 2y, 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & x = 1 \end{cases}$$
,其他 要 另 $f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} 2y, 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & x = 1 \end{cases}$,其他 要 $f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} 2y, 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & x = 1 \end{cases}$,

所以由卷积公式:
$$f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y,y) dy$$
 $f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y,y) dy$ $f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty}$

这表明 $f_z(z)=0$

 以下(x)的條析表达式知: X是连续型随机变量 当 $0 < z \le 1$ 时,上式联立结果为0 < y < z,此时 $f_z(z) = \int_0^z 2y dy = z^2$

70 让学习更简单



: 走公嘉議全点:

$$(2) F_{U}(u) = P\{U \leq u\} = P\{\max(X,Y) \leq u\} = P\{X \leq u, Y \leq u\} \text{ in fighting } A \neq \emptyset$$

$$= P\{X \le u\} P\{Y \le u\} = F_X(u) F_Y(u) \text{ for } \{X, Y, Z\} = \{u \ge \{Z, Y, Y\} \text{ for } \{X, Y\} = \{u\} \} = \{u\} = \{u$$

因为
$$F_X(x) = \begin{cases} 0, x < 0 \\ x, 0 \le x < 1, F_Y(y) = \int_{-\infty}^{y} f_Y(x) dx = \begin{cases} 0, y \le 0 \\ y^2, 0 \le y < 1 \\ 1, y \ge 1 \end{cases}$$

从而
$$F_{v}(u) = \begin{cases} 1 & 0, u < 0 = 0 & 0.9 & 0.9 = \frac{1}{1} = 0 & 0.9 & 0.9 = \frac{1}{3} = 0 & 0.9 & 0.9 = 0.9 & 0$$

意行 CA 望 世 學 LA 【单常用 对 图 图 《典 主 对 专 》 【 中 致 点 专 】 【 考 点 延 伸 】 《 考 试 宝 典 》 第 三 章 【 知 识 清 单 】 3.6 二 维 随 机 变 量 函 数 的 分 布

2. 【学解】
$$P(Z \le 0.5 | X = 0) = \frac{P\{Z \le 0.5, X = 0\}}{P\{X = 0\}} = \frac{P\{Y \le 0.5, X = 0\}}{P\{X = 0\}} = P\{Y \le 0.5\} = \frac{1}{2}$$

【考点延伸】《考试宝典》第三章【知识清单】3.4 随机变量的独立

$$E(X+Y) = EX + EX^{2} = 0 + \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^{2}}{2}} dx = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_{0}^{+\infty} x^{2} e^{-\frac{x^{2}}{2}} dx = \begin{cases} 0.5 & \text{i.s.} \end{cases}$$

$$\frac{u = \frac{x^2}{2}}{2\pi} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{+\infty} 2u e^{-u} \frac{1}{\sqrt{2}\sqrt{u}} du = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{+\infty} u^{\frac{1}{2}} e^{-u} du = \frac{2\Gamma\left(\frac{3}{2}\right)}{\sqrt{\pi}} = \frac{2 \times \frac{1}{2} \times \sqrt{\pi}}{\sqrt{\pi}} = 1$$

$$E(X+Y)^{2} = EX^{2} + 2E(XY) + EY^{2} = 1 + 2E(X^{3}) + EX^{4} = 1 + \int_{-\infty}^{+\infty} x^{4} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^{2}}{2}} dx$$

$$=1+\frac{2}{\sqrt{2\pi}}\int_{0}^{+\infty}x^{4}e^{-\frac{x^{2}}{2}}dx\xrightarrow{\frac{u=\frac{x^{2}}{2}}{2}}1+\sqrt{\frac{2}{\pi}}\int_{0}^{+\infty}4u^{2}e^{-u}\frac{1}{\sqrt{2}\sqrt{u}}du=1+\frac{4}{\sqrt{\pi}}\int_{0}^{+\infty}u^{\frac{3}{2}}e^{-u}du$$

学解出品 70



学解 ^{北京理工大学}

$$=1+\frac{4}{\sqrt{\pi}}\Gamma\left(\frac{5}{2}\right)=1+\frac{4}{\sqrt{\pi}}\times\frac{3}{2}\times\frac{1}{2}\times\sqrt{\pi}=4$$

从而
$$D(X+Y)=E(X+Y)^2-(E(X+Y))^2=4-1^2=3$$

【考点延伸】《考试宝典》第四章【知识清单】4.2 方差 4.4 协方差与相关系数

2、【学解】参数为 λ 的指数分布的期望为 $\frac{1}{\lambda}$,从而X,Y,Z都服从参数为 $\frac{1}{6}$ 的指数分布

$$F_u(u) = P\{\min\{X, Y, Z\} \le u\} = 1 - P\{\min\{X, Y, Z\} > u\}$$

$$=1-P\{X>u\}P\{Y>u\}P\{Z>u\}=1-[1-F_X(u)]^3=\begin{cases}1-e^{-\frac{u}{2}},u>0\\0&1,u\leq0\end{cases}$$

这里
$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{6}}, x > 0 \\ 0, x \le 0 \end{cases}$$
,从而 $U \in E\left(\frac{1}{2}\right)$,于是 $EU = \frac{1}{1} = 2$, $DU = \frac{1}{\left(\frac{1}{2}\right)^2} = 4$

【考点延伸】《考试宝典》第四章【知识清单】4.1 数学期望 4.2 方差 五、(8分) 中心点域的主义。图图形 3.8 【单常用录】第一章 中央定分类》《中面意》

【学解】
$$EX_i = 0$$
, $DX_i = \frac{\{0 = 1, 6.0 \ge Y\}}{12}$ $\{0 = X, 6.0 \ge Y\}$ $\{0 = X, 6.0 \ge Y\}$

由中心极限定理知:
$$\frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{1200}X_{i}-E\sum_{i=1}^{1200}X_{i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{1200}DX_{i}}}=\frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{1200}X_{i}}{10}$$
 近似服从标准正态分布

于是
$$P\left\{\left|\sum_{i=1}^{1200} X_i\right| < 10\right\} = P\left\{-1 < \frac{\sum_{i=1}^{1200} X_i}{10} < 1\right\} \approx 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826$$

【考点延伸】《考试宝典》第五章【知识清单】5.3 中心极限定理 六、(8分)

【学解】(1)
$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \overline{X})^2 = \sum_{i=1}^{10} (\frac{X_i - \overline{X}}{\sigma})^2 = \frac{(10-1)S^2}{\sigma^2} - \chi^2 (10-1) = \chi^2 (9)$$

72 让学习更简单

$$(2) P \left\{ 0.2088 \sigma^2 \leqslant \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} \left(X_i - \overline{X} \right)^2 \leqslant 2.1665 \sigma^2 \right\} = P \left\{ 2.088 \leqslant \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{10} \left(X_i - \overline{X} \right)^2 \leqslant 21.665 \right\}$$

$$= 0.99 - 0.01 = 0.98$$

【考点延伸】《考试宝典》第六章【知识清单】6.4 正态分布下常用的抽样分布 七、(16分)

七、(16 分)
$$1. 【学解】 EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\lambda} \frac{2}{\lambda^{2}} x (\lambda - x) dx = \frac{2}{\lambda^{2}} \frac{\lambda^{3}}{6} = \frac{\lambda}{3}$$

$$\hat{X} = EX \Longrightarrow \hat{\lambda} = 3\overline{X}$$

$$E(\hat{\lambda}) = E(3\overline{X}) = 3EX = 3 \times \frac{\lambda}{3} = \lambda$$
,所以是 λ 的无偏估计

【考点延伸】《考试宝典》第七章【知识清单】7.1 点估计

2. 【学解】
$$L(\theta) = p_1 p_2 p_3 = 2\theta^3 (1-\theta)^3, \ln L(\theta) = \ln 2 + 3\ln \theta + 3\ln (1-\theta)$$

令
$$\frac{d \ln L(\theta)}{d \theta} = \frac{3}{\theta} - \frac{3}{1-\theta} = 0 \Longrightarrow \theta = \frac{1}{2}$$
, 经检验, 此点是 $L(\theta)$ 取得最大值的点

因此参数 θ 的最大似然估计值 $\hat{\theta} = \frac{1}{2}$

【考点延伸】《考试宝典》第七章【知识清单】7.1 点估计 八、(12分)

【学解】(1) 要检验的假设为: $H_0: \mu = 5 \leftrightarrow H_1: \mu \neq 5$

选用统计量
$$T = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - \mu_0)}{S}$$
, 由题意知: $\overline{x} = 5.9, \alpha = 0.05, s = 0.9, n = 9, \mu_0 = 5$

$$t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.025}(8) = 2.3060$$
,拒绝域为 $W = \{|t| \ge 2.3060\}$

代入数据,得 $t=\frac{\sqrt{9}(5.9-5)}{0.9}=3$ 落入拒绝域,故而拒绝原假设,不能认为该零件的平均长度为 5_{mm}

(2) 假设检验问题 $H_0:\sigma^2=0.8, H_1:\sigma^2<0.8$

由于 μ 未知,选用统计量 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{(9-1)S^2}{0.8} = 10S^2$

针对拒绝域 $W = \{S^2 \le 0.349\} = \{10S^2 \le 3.49\} = \{10S^2 \le \chi_{0.90}^2(8)\} = \{10S^2 \le \chi_{1-\alpha}^2(8)\}$

可以知显著性水平lpha=0.1,故而犯第一类错误的概率为 0.1

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 2【知识清单】9.3 常用的假设检验

$$IX = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\lambda} \frac{2}{\lambda^{2}} x(\lambda - x) dx = \frac{2}{\lambda^{2}} \frac{\lambda^{3}}{6} = \frac{\lambda}{3}$$

 $= EX \Rightarrow \hat{\lambda} = 3X$ 。 。 。 $0 = E(3X) = 3EX = 3 \times \frac{\lambda}{3} = \lambda$ 所以是入的无偏估计

逐种』《考试宝典》第七章【知识清单】7.1 点估计

 $[A] L(\theta) = p_1 p_2 p_3 = 2\theta^3 (1 - \theta)^3 \ln L(\theta) = \ln 2 + 3 \ln \theta + 3 \ln (1 - \theta)$

 $\frac{L(\theta)}{d\theta} = \frac{3}{\theta} - \frac{3}{1-\theta} = 0 \Longrightarrow \theta = \frac{1}{2}$, 经检验, 此点是 $L(\theta)$ 取得最大值的点

k数 θ 的最大似然估计值 $\hat{\theta} = \frac{1}{2}$

解】(1) 要检验的最设为: *Ha:tu*=50+*Ha:tu*=5

- 1) = to ass (8) = 2.3060. 担路数据对一利用 > 2.30604

 $\frac{1}{16\pi^2} \frac{1}{16\pi^2} \frac{1}{16\pi^2} \sigma^2 = 0.8, H_1; \sigma^2 < 0.8$