浙江大学《概率论与数理统计》

2021-2022 学年第二学期期末考试 A 卷

注: $\Phi(1) = 0.841$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$, $t_{0.16}(18) = 1.03$, $t_{0.05}(18) = 1.73$, $t_{0.025}(18) = 2.10$, $F_{0.025}(9, 9) = 4.03$, $F_{0.472}(9, 9) = 1.05$, $F_{0.975}(9, 9) = 0.25$, $\chi_{0.05}^2(4) = 9.49$, $\chi_{0.05}^2(3) = 7.82$, $\chi_{0.05}^2(2) = 5.99$.

一、填空题(每小格 3 分, 共 36 分)

- 1.设A, B, C为三个相互独立的随机事件,P(A) = P(B) = P(C) = p,则A, B, C至少有一个发生的概率为_____
- 2.设随机变量 X 在区间(-1, 2)服从均匀分布,则当 -1 < x < 2时,分布函数 $F(x) = ______$
- 4.设 $(X, Y) \sim N(1, 1, 1, 1, 0.5)$,则P(X > 0) =,X Y 与 X + Y 是否独立? _____ (独立、

不独立).假设从总体(X, Y)抽取一个样本 (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$,则 $\sum_{i=1}^{n} (X_i - Y_i)^2$ 服从_____分

布(要求写出参数). 当 $n \to \infty$ 时, $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - Y_i)^2$ 依概率收敛到______.

- 二、(12 分)假设投掷以概率 $p\left(\frac{1}{2} 出现正面的非均匀硬币 2 次,出现正面的次数记为 <math>X$.在 2 次投掷中,每当出现正面时,立即投掷另一枚以概率 $\frac{1}{2p}$ 出现正面的硬币,记出现的正面次数为 Y. (1)求(X, Y)的联合分布律;(2 分别求 X, Y的边际分布律;(3)判断 X, Y是否独立?说明理由.
- 三、(14 分)假设 X_1, X_2, \dots, X_5 为相互独立的随机变量, X_1, X_2, \dots, X_5 都服从均值为 1 的指数分

- (1)求 $W = \max(X_1, X_2, \dots, X_5)$ 的分布函数和概率密度函数.
- (2)求 $M = \max(Z_1, Z_2, \dots, Z_5)$ 的分布函数和P(M = 0).

四、(14 分)假设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 均为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为从总体中抽取的一个样本.

- (1)分别求 μ , σ^2 的极大似然估计;
- (2)求参数函数 $g(\mu, \sigma^2) = 3\mu + 4\sigma^2$ 的极大似然估计 T;
- (3)求E(T),并判断问T是不是 $g(\mu, \sigma^2)$ 的无偏估计?是不是 $g(\mu, \sigma^2)$ 的相合估计?说明理由;(4)求Var(T).

五、(14分)从两条糖果生产线上分别抽取容量为 10 的独立样本,计算得 A 线与 B 线得样本均值分别为 \bar{x}_1 = 100.55, \bar{x}_2 = 98.08,样本标准差分别为 s_1 = 5.44, s_2 = 5.31.假设 A 线糖果得重量服从 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$,B 线糖果得重量服从 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$.显著性水平为 0.05.

- (1)检验 H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, H_1 : $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.(保留 2 位小数)
- (2)假设方差相等,检验 H_0 : $\mu_1 = \mu_2$, H_1 : $\mu_1 \neq \mu_2$.(保留 2 位小数)
- (注:要求写出检验统计量,在 H_0 为真时检验统计量的分布,检验统计量的值,检验的拒绝域,检验结果)

六、(10分)记录某城市 210 天交通事故发生情况,数据如下:

事故数	0	1	2	3	4	5
天数	109	65	22	3	4	7

初步推荐每日发生交通事故数服从泊松分布,用拟合优度检验推断(显著性水平为0.05)

2021-2022 学年第二学期期末考试 A 卷参考答案

- 一、填空题(每小格 3 分, 共 36 分)
- 1.【正解】 $1-(1-p)^3$

【学解】则 A, B, C至少有一个发生的对立事件是: A, B, C均不发生因此, A, B, C至少有一个发生的概率为 $1-P(\bar{A}\bar{B}\bar{C})=1-P(\bar{A})P(\bar{B})P(\bar{C})=1-(1-p)^3$

【考点延伸】《概率论宝典》第一章 随机事件与概率【知识清单】 1.4、概率的基本公式

2.【正解】 $\frac{x+1}{3}$

【学解】分布函数 $F(x) = \frac{x+1}{3}$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布【知识清单】2.1:分布函数的性质.

3.【正解】0.264

【学解】72 天发生的故障次数
$$N_{72}\sim P(1)$$
, $P(N_{72}=0)=\frac{1^0}{0!}e^{-1}=e^{-1}$, $P(N_{72}=1)=\frac{1^1}{1!}e^{-1}=e^{-1}$,

72 天内至少发生 2 次故障的概率为 $1 - e^{-1} - e^{-1} = 0.264$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布【重要题型】 2.4 常见的一维随机变量及分布

4.【正解】0.841,独立, χ²(n), 1

【学解】
$$X \sim N(1,1), P(X>0) = 1 - P(X \leq 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0-1}{1}\right) = 1 - \Phi(-1) = \Phi(1) = 0.841$$

$$E(X - Y) = 0, E(X + Y) f_Y(y) = 2, E[(X - Y) (X + Y)] = E(X^2 - Y^2) = EX^2 - EY^2 = DX + (EX)^2 - DY - (DY)^2 = 1 + 1^2 - 1 - 1^2 = 0$$

$$Cov[(X+Y),(X-Y)] = E[(X+Y)(X-Y)] - E(X+Y)E(X-Y) = 0$$

X - Y 与 X + Y 独立

$$D(X_i - Y_i) = DX + DY - 2Cov(X, Y) = 1 + 1 - 2 \times 0.5 \times 1 \times 1 = 1, X_i - Y_i \sim N(0, 1)$$

$$(X_i, Y_i), i=1, 2, \dots, n$$
,相互独立,因此 $\sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2 \sim \chi^2(n)$

样本均值依概率收敛到总体均值,因此 $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i-Y_i)^2$ 依概率收敛到 1

【考点延伸】《考试宝典》第四章 随机变量的数字特征 【知识清单】 4.1 数学期望 4.2 方差

5. 【正解】0.49,0.315

【学解】
$$\frac{\bar{X} - \mu}{1} \sqrt{16} = 4(\bar{X} - \mu) \sim N(0, 1)$$
,因此 $P\{-U_{0.025} \leq 4(\bar{X} - \mu) \leq U_{0.025}\} = 0.95$

置信水平等于 0.95 的
$$\mu$$
的置信区间为 $\left(\bar{X} - \frac{U_{0.025}}{4}, \bar{X} + \frac{U_{0.025}}{4}\right), \delta = 1.96/4 = 0.49$

不覆盖真值 μ 的区间个数 $Y \sim B(10, 0.05), P\{Y=1\} = C_{10}^1 \times 0.05 \times (1-0.05)^9 = 0.315$

【考点延伸】《考试宝典》第八章 区间估计【重要题型】1:区间估计.

二、【学解】(1) 求(X, Y)的联合分布如下:

Y	0	1	2
0	$(1-p)^2$	(1-p)(2p-1)	$\frac{(2p-1)^2}{4}$
1	0	1-p	$p-\frac{1}{2}$
2	0	0	$\frac{1}{4}$

(2)
$$X \sim B(2,p), P(X=0) = (1-p)^2, P(X=1) = 2p(1-p), P(X=2) = p^2$$

$$P(Y) = (1-p)^2 + p(1-p)(2p-1) + \left(p - \frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{4}, \quad P(Y=1) = 1 - p + p - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$P(Y=2)=\frac{1}{4}$$

(3) 不独立, 因为 $P(X=0,Y=1) \neq P(X=0) \cdot P(Y=1)$

【考点延伸】《考试宝典》第三章 多维随机变量及其分布【重要题型】1: 离散型二维随机变量及其分布律

三、【学解】(1) 当 $x \ge 0$ 时, $P(W \le x) = P(\max(X_1, X_2, \dots, X_5) \le x) = [P(X \le x)]^5 = [1 - e^{-x}]^5$

$$W$$
的分布函数 $F_{W}(x) = \begin{cases} [1 - e^{-x}]^{5}, x \ge 0\\ 0, x < 0 \end{cases}$

W的概率密度函数 $f_W(x) = \begin{cases} 5e^{-x} [1 - e^{-x}]^4, x \ge 0 \\ 0, x < 0 \end{cases}$

(2)
$$P(M=0) = \left(\frac{2}{3}\right)^5$$
, $P(M=1) = 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^5$

$$M$$
的分布函数 $F_M(x) = \begin{cases} 0, x < 0 \\ \left(\frac{2}{3}\right)^5, 0 \le x < 1 \\ 1, x \ge 1 \end{cases}$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布【重要题型】4:连续型随机变量函数的概率分布.

四、【学解】(1) X 的概率密度函数
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

似然函数
$$L(\mu, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{ \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right\}$$

対数似然函数
$$\ln[L(\mu,\sigma^2)] = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + \sum_{i=1}^{n}\frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}$$

令偏导数等于0

$$\frac{\partial \ln[L(\mu,\sigma^2)]}{\partial \mu} = -2\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)}{2\sigma^2} = 0, \quad \mu$$
的极大似然估计 $\hat{u} = \bar{X}$

$$\frac{\partial \ln[L(\mu,\sigma^2)]}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} - \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^4}, \quad \sigma^2$$
的极大似然估计 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(X_i - \bar{X}\right)^2$

(2) 参数函数
$$g(\mu, \sigma^2) = 3\mu + 4\sigma^2$$
的极大似然估计 $T = 3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$

(3)
$$E\hat{\sigma}^2 = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{n-1}{n}E\left[\cdot \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{n-1}{n}\sigma^2$$

$$ET = 3\mu + \frac{4(n-1)}{n}\sigma^2$$
, T 不是 $g(\mu, \sigma^2)$ 的无偏估计

$$\lim_{n \to \infty} \{T - (3\mu + 4\sigma^2)\} = \lim_{n \to \infty} \left\{ 3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 - (3\mu + 4\sigma^2) \right\}$$

$$= 3\lim_{n \to \infty} \{\bar{X} - \mu\} + 4\lim_{n \to \infty} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 - \sigma^2 \right\}$$

$$= 0$$

 $T \neq g(\mu, \sigma^2)$ 的相合估计

(4)

$$Var(T) = Var\left(3\bar{X} + \frac{4}{n}\sum_{i=1}^{n} \left(X_{i} - \bar{X}\right)^{2}\right) = 3D\bar{X} + D\left(\frac{4}{n}\sum_{i=1}^{n} \left(X_{i} - \bar{X}\right)^{2}\right) = \frac{3\mu}{n} + \frac{16}{n^{2}}D\left[\sum_{i=1}^{n} \left(X_{i} - \bar{X}\right)^{2}\right]$$

因此
$$Var(T) = \frac{3\mu}{n} + \frac{32(n-1)}{n^2}\sigma^4$$

【考点延伸】《考试宝典》第七章 点估计【重要题型】2: 极大似然估计.

五、【学解】(1) 检验统计量
$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n-1, n-1)$$

当检验统计量的观测值 $f > F_{0.025}(n-1,n-1)$ 或 $f < F_{0.975}(n-1,n-1)$ 时拒绝原假设

即拒绝域为
$$W = \left\{ f | f > 4.03$$
或 $t < \frac{1}{4.03} \right\}$,计算检验统计量的观测值 $f = \frac{5.44^2}{5.31^2} = 1.05$ 不属于 W ,

因此接受原假设

(2) 方差相等时,检验统计量
$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}} \sqrt{n} \sim t(2n - 2)$$

当检验统计量的观测值 $t > t_0 > (2n-2)$ 或 $t < -t_0 > (2n-2)$ 时拒绝原假设

即拒绝域 $W' = \{t | t > 2.10$ 或 $t < -2.1\}$,

计算检验统计量的观测值 $t = \frac{100.55 - 98.08}{\sqrt{5.44^2 + 5.31^2}} \times \sqrt{10} = 1.03$ 不属于W',因此接受原假设

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 【重要题型】题型 3: 假设检验.

六、【学解】用λ的极大似然估计值代替近似λ,

$$\hat{\lambda} = \frac{0 \times 109 + 1 \times 65 + 2 \times 22 + 3 \times 3 + 4 \times 4 + 5 \times 7}{210} = 0.8$$

 H_0 : 每日发生交通事故数 X 服从 P(0.8)

在原假设成立时,

$$P(X=0) = \frac{0.8^{\circ}}{0!}e^{-0.8} = 0.45, P(X=1) = \frac{0.8^{1}}{1!}e^{-0.8} = 0.36, P(X=2) = \frac{0.8^{2}}{2!}e^{-0.8} = 0.14$$

$$P(X \ge 3) = 1 - 0.45 - 0.36 - 0.14 = 0.05$$

$$\chi^{2} = \frac{(109 - 0.45 \times 210)^{2}}{0.45 \times 210} + \frac{(65 - 0.35 \times 210)^{2}}{0.35 \times 210} + \frac{(22 - 0.14 \times 210)^{2}}{0.14 \times 210} + \frac{(14 - 0.05 \times 210)^{2}}{0.05 \times 210} = 6.24$$

拒绝域 $\{\chi^2|\chi^2>\chi^2_{0.05}(2)=9.49\}$, $\chi^2=6.24$ 不属于W, 因此接受原假设, 认为每日发生交通事故

数 X 服从泊松分布

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 【重要题型】题型 3: 假设检验.