



厦门大学《概率统计(A)》期末试卷

信息科学与技术学院_____系 2020 年级 计算机 专业

学年学期:20212 主考教师:概率统计教研组 A 卷() B 卷(√)

一、选择题（在各小题四个备选答案中选出一个正确答案，填在题末的括号中，本大题共 6 个小题，每小题 3 分，总计 18 分）

1. X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布的随机序列，当 $n \rightarrow \infty$ 时，以下正确的是（ ）

A、若 $X_i \sim P(\lambda)$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \frac{\lambda}{2}$

B、若 $X_i \sim P(\lambda)$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \frac{\lambda}{4}$

C、若 $X_i \sim U(0, \theta), \theta > 0$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \frac{\theta}{2}$

D、若 $X_i \sim U(0, \theta), \theta > 0$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \frac{\theta}{4}$

分析：本题考察独立同分布大数定律，经计算 C 选项符合题意

若 $X_i \sim P(\lambda)$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \lambda$

若 $X_i \sim U(0, \theta), \theta > 0$ ，则 $\bar{X} \xrightarrow{P} \frac{\theta}{2}$

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 X 的样本，总体方差为 σ^2 ， \bar{X} 是样本平均值， S^2 是样本方差，则下列各式中（ ）为统计量。

A、 $\sum_{i=1}^n (X_i - EX)^2$

B、 $(n-1)S^2/\sigma^2$

C、 $\bar{X} - EX_i$

D、 $nX^2 + 1$

解析：A 中含总体期望 EX 是未知参数，C 中 EX_i 也是未知参数，都不是统计量；而 D 不是样本的函数，也不是统计量。应选 B。

3. 设总体 $X \sim N(m, \sigma^2)$ (m, σ^2 均未知)，(X_1, X_2, \dots, X_n) 为其样本，则检验问题

$$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2, H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$$

的检验统计量为 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ ，若取显著性水平为 0.1 则检验的拒绝域为（ (b) ）

(a) $\{\chi^2 \leq \chi_{0.9}^2(n)\}$ ；

(b) $\{\chi^2 \leq \chi_{0.9}^2(n-1)\}$ ；

(c) $\{\chi^2 \leq \chi_{0.1}^2(n)\}$ ；

(d) $\{\chi^2 \leq \chi_{0.1}^2(n-1)\}$

4. 在其他条件不变的情况下，要使正态总体均值的置信区间长度缩小一半，样本量应增加（）。
A. 一半 B. 一倍 C. 三倍 D. 四倍

C

以总体方差 σ^2 已知的总体均值区间估计为例，其置信区间为

$$\left(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

置信区间宽度为 $2z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

故在其他条件不变的情况下，样本量应为原来的 4 倍，即增加 3 倍。

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本，其中 μ, σ 均未知，记 \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方差，当 $H_0: \mu = \mu_0$ 成立时则有 B

(A) $\frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n} \sim N(0, 1)$

(B) $\frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$

(C) $\frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n} \sim t(n)$

(D) $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2 \sim \chi^2(n-1)$

解析: $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, μ, σ 均未知. 当 $\mu = \mu_0$ 成立时 $\frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$, 选 B

6. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布， $\lambda > 0$ 未知， X_1, X_2, \dots, X_n 是总体的一个样本， $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 分别是样本均值和样本方差，则下列哪个不是 λ 的无偏估计（）。

- A. \bar{X} B. S^2 C. $\frac{1}{3} \bar{X} + \frac{2}{3} S^2$ D. $\frac{1}{4} \bar{X} + \frac{1}{3} S^2$

D

$$E(X) = D(X) = \lambda$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$E(\bar{X}) = \lambda, \quad E(S^2) = \lambda$$

$$\text{D 项 } E\left(\frac{1}{4}\bar{X} + \frac{1}{3}S^2\right) = \frac{1}{4}\lambda + \frac{1}{3}\lambda \neq \lambda$$

二、填空题（本大题共 6 小题，每小题 3 分，总计 18 分）

1. 一本书共有 100 万个印刷符号，在排版时每个符号被排错的概率为 10^{-4} ，在校对时每个排版错误被改正的概率为 0.9，则校对后错误不超过 15 个的概率为_____。

分析：本题考察棣莫弗中心极限定理的基本掌握

依题设，校对后出现错误的概率应为 $P = 10^{-4} \times (1 - 0.9) = 10^{-5}$ ，记 100 万个印刷符号经校对后出错数为 X ，则 $X \sim B(10^6, P)$ ，因而有 $E(X) = 10$ ， $D(X) = 9.9999$

根据定理， X 近似服从于正态分布，即 $X \sim N(10, 9.9999)$ ，因此

$$\begin{aligned} P\{X \leq 15\} &= P\left\{\frac{X - nP}{\sqrt{nP(1-P)}} \leq \frac{15 - nP}{\sqrt{nP(1-P)}}\right\} \\ &= \Phi\left(\frac{5}{10^3 \sqrt{10^{-5} - 10^{-10}}}\right) \approx \Phi(1.58) = 0.9429 \end{aligned}$$

（查表，补充表值！）

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_{10} 是来自正态总体 $X \sim N(0, 0.09)$ 的样本，求 $P\left\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 1.44\right\} = \underline{0.1}$ 。

$$\text{解析：} \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n), \quad \text{故 } P\left\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 1.44\right\} = P\{\chi^2(10) > 16\} = 0.1$$

（查表，补充表值！）

3. 设总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ ，总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ ， X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随

$$\text{机样本，则 } E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2}{n_1 + n_2 - 2}\right] = \underline{\sigma^2}.$$

$$\text{解析：} E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2}{n_1 - 1}\right] = \sigma^2, \quad E\left[\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2\right] = (n_1 - 1)\sigma^2,$$

类似的, $E\left[\sum_{i=1}^{n_2}(Y_i - \bar{Y})^2\right] = (n_2 - 1)\sigma^2$,

因此, $E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n_1}(X_i - \bar{X})^2 + \sum_{i=1}^{n_2}(Y_i - \bar{Y})^2}{n_1 + n_2 - 2}\right] = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left\{ E\left[\sum_{i=1}^{n_1}(X_i - \bar{X})^2\right] + E\left[\sum_{i=1}^{n_2}(Y_i - \bar{Y})^2\right] \right\} = \sigma^2$

4. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 未知, 若样本容量和置信度 $1 - \alpha$ 均不变, 则对于不同样本的观察值, 总体均值 μ 的置信区间的长度_____。

(可能) 不同/不确定/不固定

5. 设总体 $X \sim N(0, 4)$, X_1, X_2, \dots, X_{15} 是 X 的样本, 当 $a = \underline{\hspace{2cm}}$ 时, $F = a \frac{X_1^2 + \dots + X_6^2}{X_7^2 + \dots + X_{15}^2}$ 服从_____分布。

解:

$$\frac{X_i}{2} \sim N(0, 1), \text{ 故 } \frac{X_i^2}{4} \sim \chi^2(1)$$

X_1, X_2, \dots, X_{15} 相互独立, 故 $F = a \frac{X_1^2 + \dots + X_6^2}{X_7^2 + \dots + X_{15}^2} \sim F(6, 9)$ 时, $a = \frac{3}{2}$

6. 某青工以往的记录是: 平均每加工 100 个零件, 由 60 个是一等品, 今年考核他, 在他加工零件中随机抽取 100 件, 发现有 70 个是一等品, 这个成绩是否说明该青工的技术水平有了显著性的提高 (取 $\alpha = 0.05$)? 对此问题, 假设检验问题应设为_____。

$$H_0: p \leq 0.6; H_1: p > 0.6$$

解析: 一般的, 选取问题的对立事件为原假设, 在本题中, 需考查青工的技术水平是否有了显著性的提高, 故选取原假设为 $H_0: p \leq 0.6$, 相应的对立假设为 $H_1: p > 0.6$ 选 B

三、(10 分) X_1, X_2, \dots, X_{100} 是独立同分布的随机序列, 其概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x < 1 \\ 2 - x & 1 \leq x < 2 \\ 0 & x \geq 2 \text{ or } x < 0 \end{cases}$$

$$\text{记 } \bar{X} = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} X_i, \text{ 求 } P\{|\bar{X}| \leq 1.1\}$$

(查表, 补充表值!)

分析: 本题考察独立同分布中心极限定理的灵活掌握。

由 X_1, X_2, \dots, X_{100} 独立同分布可知,

$$EX_i = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x^2 dx + \int_1^2 x(2-x)dx = \frac{x^3}{3} \Big|_0^1 + x^2 \Big|_1^2 - \frac{x^3}{3} \Big|_1^2 = 1$$

$$E(X_i^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \int_0^1 x^3 dx + \int_1^2 x^2(2-x)dx = \frac{x^4}{4} \Big|_0^1 + \left(\frac{2x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right) \Big|_1^2 = \frac{7}{6}$$

因此, $DX_i = \frac{7}{6} - 1 = \frac{1}{6}$, 方差存在且有界, 近服从列维-林德伯格中心极限定理, 于是有

$$E\bar{X} = E\left(\frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} X_i\right) = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} EX_i = 1$$

$$D\bar{X} = D\left(\frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} X_i\right) = \frac{1}{10000} \sum_{i=1}^{100} DX_i = \frac{1}{600}$$

\bar{X} 近似服从于正态分布 $N(1, \frac{1}{600})$, 因此

$$P\{|\bar{X}| \leq 1.1\} = P\left\{ \frac{-1.1-1}{\frac{1}{10\sqrt{6}}} \leq \frac{|\bar{X}|-1}{\frac{1}{10\sqrt{6}}} \leq \frac{1.1-1}{\frac{1}{10\sqrt{6}}} \right\} \\ \approx \Phi(\sqrt{6}) - 1 + \Phi(21\sqrt{6}) \approx \Phi(2.45) = 0.9929$$

四、(12 分) 设总体 X 的一个样本为 (X_1, X_2, \dots, X_n) , X 的分布密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ 参

数 $\theta > 0$ 。

(1) 求 θ 的矩估计量;

(2) 求 θ 的最大似然估计量。

解: (1) $\mu_1 = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_0^{\theta} x \frac{2x}{\theta^2} dx = \frac{2}{3}\theta, A_1 = \bar{X}$, 即 $\frac{2\theta}{3} = \bar{X}$

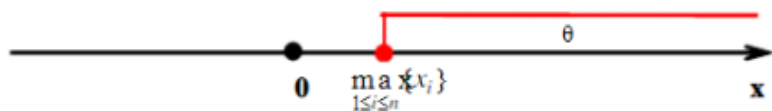
所以矩估计量 $\hat{\theta} = \frac{3}{2} \bar{X}$

(2) 似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{2x_i}{\theta^2}, 0 \leq x_i \leq \theta, i=1, 2, \dots, n$

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n [\ln 2 + \ln x_i - 2 \ln \theta], \frac{d}{d\theta} \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[0 - \frac{2}{\theta} \right] = -\frac{2n}{\theta} < 0$$

$\ln L(\theta)$ 单调递减, 故 θ 取最小可能值时, $\ln L(\theta)$ 有最大值, 从而 $L(\theta)$ 有最大值。

注意到 $0 \leq x_i \leq \theta, i=1,2,\dots,n$ 等价于 $\theta \geq \max_{1 \leq i \leq n} \{x_i\} \geq 0$ ，如图



所以 θ 的最大似然估计值为 $\hat{\theta} = \max_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$ ，最大似然估计量为 $\hat{\theta} = \max_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}$

五、（12 分）某公司雇用 3000 名推销员，为了发放外出补贴，需要估计推销员每年的平均乘车里程。从过去的经验可知，通常每位推销员乘车里程标准差为 4000 公里，随机选取 16 名推销员，得到他们的年平均里程为 12000 公里。

（1）确定总体均值 μ 的 95% 的置信区间（已知 $z_{0.025} = 1.96$ ）

（2）公司经理们认为均值应介于 11000 到 13000 公里之间，如果希望该估计有 95% 的置信水平，这时所要求的样本容量是多少？

（1）16 个样本，标准差为 4000，代入

$$\left[12000 \pm z_{\frac{1-\alpha}{2}} \frac{4000}{\sqrt{16}} \right] = [10040, 13960]$$

（2）要使均值处于 11000 到 13000 之间的概率为 0.95，则

$$\alpha = P \left(\frac{11000 - 12000}{4000/\sqrt{n}} < \frac{\hat{\mu} - 12000}{4000/\sqrt{n}} < \frac{13000 - 12000}{4000/\sqrt{n}} \right) = 0.95$$

$$\text{即 } \frac{13000 - 12000}{4000/\sqrt{n}} = 1.96$$

解得 $n = 61.47$,

所以样本容量应为 62

六、（10 分）甲乙两台机床加工相同的产品，从这两台机床加工的产品中随机地抽取若干件，测得产品直径为（单位：mm）为

机床甲：20.5 19.8 19.7 20.4 20.1 20.0 19.0 19.9

机床乙：19.7 20.8 20.5 19.8 19.4 20.6 19.2

假定两台机床加工的产品直径都服从正态分布，且总体方差相等，问能否认为甲乙两

台机床加工的产品直径有显著差异（取 $\alpha = 0.05$ ）？。

解：依题意，两总体 X 和 Y 分别服从正态分布 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ 和 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ ， μ_1, μ_2, σ^2 均未知，需要检验假设

$$H_0: \mu_1 = \mu_2; H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

$$\text{拒绝域为 } |t| = \left| \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$$

$$n_1=8, \quad \bar{X} = 19.925, \quad S_1^2 = 0.216,$$

$$n_2=7, \quad \bar{Y} = 19.925, \quad S_2^2 = 0.397,$$

且

$$S_w^2 = \frac{(8-1)S_1^2 + (7-1)S_2^2}{8+7-2} = 0.547$$

查表可知 $t_{0.025}(13) = 2.160$,

$$\left| \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_w \sqrt{\frac{1}{8} + \frac{1}{7}}} \right| = 0.265 < 2.160. \text{ 所以接受 } H_0, \text{ 即证明两台机床加工地产品直径无显著差异。}$$

七、（10 分）甲乙两地相邻地段各取了 8 块和 9 块岩心进行磁化率测定，算出两样本标准差分别是 $S_1^2 = 0.0139$ ， $S_2^2 = 0.0053$ ，问甲乙两段地标准差是否有显著性差异（ $\alpha = 0.05$ ）？

解析：做假设 $H_0: \sigma = \sigma_0$ ，由题设有

$$\frac{1}{8-1} \sum_{i=1}^8 (X_j - \bar{X})^2 = \frac{8 \cdot S_1^2}{7} = 0.0159,$$

$$\frac{1}{9-1} \sum_{i=1}^9 (Y_j - \bar{Y})^2 = \frac{9 \cdot S_2^2}{8} = 0.0060;$$

$$\text{从而统计量 } F = \frac{\frac{n_1 S_1^2}{n_1 - 1}}{\frac{n_2 S_2^2}{n_2 - 1}} = \frac{0.0159}{0.0060} = 2.65, \text{ 当 } \alpha = 0.05, \text{ 查 } F \text{ 分布表可得}$$

$$F_{\frac{\alpha}{2}}(7, 8) = F_{0.025}(7, 8) = 4.53$$

$$F_{1-\frac{\alpha}{2}}(7,8) = F_{0.975}(7,8) = 0.5698$$

因为 $F = 2.65 < F_{0.025}(7,8) = 4.53$, 故接受原假设 H_0 , 即认为甲乙两段地标准差没有显著性差异。

八、(10 分) 设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 X 的简单随机样本,

$$Y_1 = \frac{1}{6}(X_1 + \dots + X_6), \quad Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9),$$

$$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, \quad Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}$$

证明: 统计量 Z 服从自由度为 2 的 t 分布

【分析】 要证 Z 服从自由度为 2 的 t 分布, 根据定义应将 Z 表示为 $Z = \frac{U}{\sqrt{V/2}}$, 其中 $U \sim N(0, 1), V \sim \chi^2(2)$. Z 的分子部分是正态随机变量的线性组合, 仍服从正态分布, 标准化后可得标准正态分布; 而 Z 的分母部分的平方 S^2 , 是样本方差, 乘以适当的常数后服从 χ^2 分布. 经过整理后, 即可得 t 分布的定义形式.

【详解】 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则有

$$E(Y_1) = E(Y_2) = \mu, \quad D(Y_1) = \frac{\sigma^2}{6}, \quad D(Y_2) = \frac{\sigma^2}{3}.$$

由于 Y_1 和 Y_2 独立, 因此有

$$E(Y_1 - Y_2) = 0, \quad D(Y_1 - Y_2) = \frac{\sigma^2}{6} + \frac{\sigma^2}{3} = \frac{\sigma^2}{2}, \quad Y_1 - Y_2 \sim N(0, \frac{\sigma^2}{2}).$$

从而 $U = \frac{Y_1 - Y_2}{\sigma/\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$. 由正态总体样本方差的性质, 知 $V = \frac{2S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2)$.

又 $Y_1 - Y_2$ 与 S^2 独立, 因此 $\frac{U}{\sqrt{V/2}} = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} = Z \sim t(2)$.