
浙大考试周资料分享项目

郁林ZJU 出品

《微积分》

2014年创立于浙大

作为学生和机构间的纽带

〔筛选优质课程，提供全程保障〕

雅思/托福/留学/科研
考研/G类/小语种/作品集



一键关注轻松获取更多资讯和信息

—— 郁林 ELINC ——

截至2021年，4000+浙大学子的选择

概率论与数理统计学习心得

一、课程总体概况

概率论与数理统计主要面向大二的同学，整门课程时间持续一个学年。主要内容包括：概率论的基本概念、随机变量及其概率分布、数字特征、大数定律与中心极限定理、统计量及其概率分布、参数估计和假设检验、回归分析、方差分析、马尔科夫链等内容。

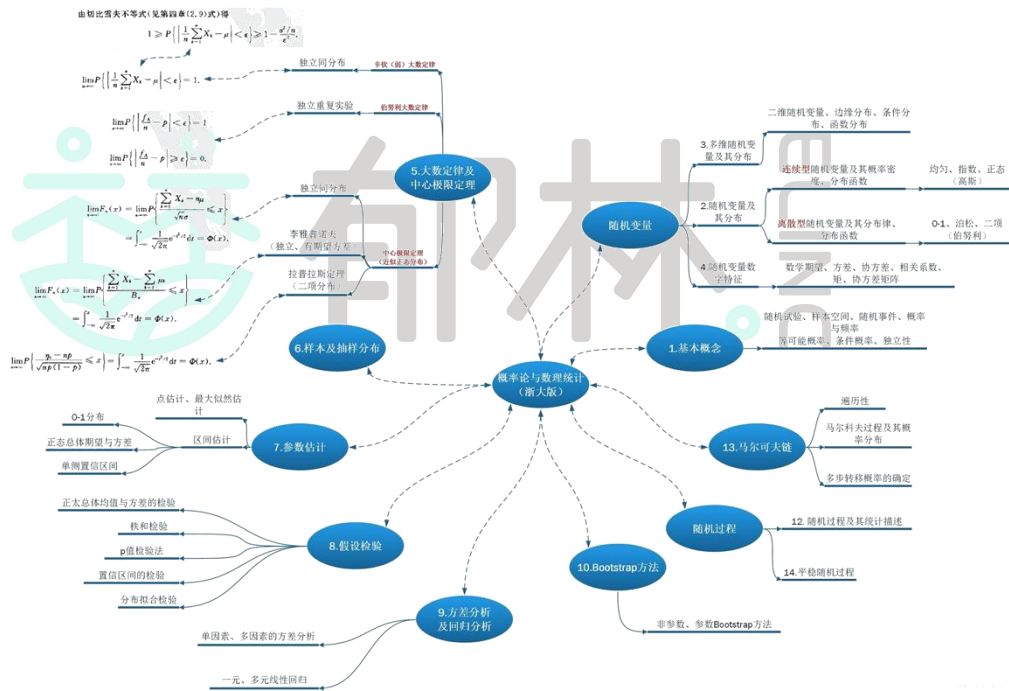
二、个人情况

(该大佬不希望透露自己的信息)

三、学习心得

a) 理清框架，熟悉脉络。

初学概统的时候，我也感觉很迷茫，觉得细碎的知识点与公式有很多，但也很分散。往往是学了下个知识点就忘记上个知识点。我觉得这样不行，便抽了一个下午的时间，粗读了一遍课本。注意是粗读，我着重看了目录和每个章节前的章节概述。目录可以更好地帮我搭建知识的框架，而章节概述里有很多承上启下的内容，能帮我更好地理清章节前后的逻辑。同时，我也在网上搜索了相关资料、思维导图（类似于下图这种）。图是知乎上找到的，当然也建议有时间的同学可以自己画一个，有助于更清晰地理解。



b) 认真听课，确保效率。

大二学习概统的时候，身边有很多同学都采取了平时翘课，考试前一个月疯狂刷题的“学习方法”。不可否认的是，这样也许能考出一个不错的成绩，因为概统的公式性很强，考题的类型和解题思路相对固定。但我个人不太认同这么做。因为考前突击对于深入理解知识点是没有什么帮助的。也许你考了一个不错的成绩，但并没有真正吃透其中的本质。概统是一门相对基础的学科，理工类经管类的很多专业课都会运用到概统的知识点。所以我建议同学们认认真真去上每一堂课，在平时就打牢基础。

c) 多读课本，搞懂例题。

学习概统，很多同学都会陷入一个误区，就是只刷题，不看书。我个人的建议是大

家回归课本，争取搞懂书上的每一道例题。前面也有提到，概统的题型相对固定，搞懂一道经典的题目有助于举一反三，达到事半功倍的效果。我当时学概统时，把书上的例题前后完整做了两遍，再在期末考试时配套做两三份卷子，就觉得差不多了。同时，对于概统里的很多公式，大家也不能死记硬背，也一定要回归课本，看看公式都是怎么一步步推导出来的。

d) 备一本错题本

错题本相信不少同学都会有。这里介绍一下我做概统错题本的习惯。我不会一碰到错题就立刻做，而是每隔一段时间觉得自己积累了一定的错题量后，抽一个整块的时间对错题进行归类摘抄，相似的题型可以归纳到一起，方便期末的复习。这里贴两张我以前做的概统错题本。

例2: 利用切比雪夫不等式估计: 设总体方差 S^2 和样本方差 s^2 均服从 χ^2 分布。
 B_n 为 n 个独立同分布的 S^2 之和。
 1) $Mes(S^2) = D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$
 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \Rightarrow D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$
 2) $Mes(B_n)$
 $= E[(B_n - \sigma^2)^2] = E[B_n^2 - 2\sigma^2 B_n + \sigma^4]$
 $= E[B_n^2] - 2\sigma^2 E[B_n] + \sigma^4$
 $= D(B_n) + E(B_n)^2 - 2\sigma^2 E(B_n) + \sigma^4$
 $= \frac{(n-1)^2}{n^2} \times \frac{2\sigma^4}{n-1} + \frac{(n-1)^2}{n^2} \times \sigma^4 - 2\sigma^2 \times \frac{n-1}{n} \sigma^2 + \sigma^4$
 $= \frac{2(n-1)}{n^2} \sigma^4$
 $Mes(B_n) = Mes(S^2) \quad B_n \text{ 及 } S^2$

例3: 设总体 $X \sim U(0,1)$, X_1, \dots, X_n 是独立同分布的样本。
 $\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 是 θ 的极大似然估计。
 $\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow E(X) = \theta$
 $E(\theta) = \theta$
 $D(\theta) = \frac{1}{n^2} D(\sum_{i=1}^n X_i)$
 $D(\sum_{i=1}^n X_i) = n D(X)$
 $D(X) = \frac{1}{12}$
 $D(\theta) = \frac{1}{12n}$
 $P\{X - \theta \geq \frac{1}{2}\} = P\{X \geq \frac{1}{2} + \theta\} \leq \frac{D(X)}{(\frac{1}{2})^2} = \frac{1}{12n} \rightarrow 0$

例4: 设总体 X 服从正态分布 $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$ 。
 X_1, \dots, X_n 是独立同分布的样本。
 1) $A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 是 $\mu^2 + \sigma^2$ 的极大似然估计。
 2) $B_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是 σ^2 的极大似然估计。
 1) $A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \rightarrow \mu^2 + \sigma^2 = E(X^2)$
 2) $D(X) = \sigma^2 = E(X^2) - E(X)^2 = \mu^2 + \sigma^2 - \mu^2 = \sigma^2$
 $B_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n X_i + n\bar{X}^2$
 $= A_1 - \bar{X}^2 \rightarrow \mu^2 + \sigma^2 - \mu^2 = \sigma^2$
 $\therefore B_1 = A_1 - \bar{X}^2$ 是 σ^2 的极大似然估计。
 \bar{X} 是 μ 的极大似然估计。

7. [极大似然估计] 设总体 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, 其中 λ 是未知参数。
 X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布的样本。
 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布的样本。
 则泊松分布的极大似然估计为
 $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!} e^{-n\lambda}$
 $\ln L(\lambda) = \sum_{i=1}^n \ln \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \sum_{i=1}^n x_i \ln \lambda - \sum_{i=1}^n \ln x_i! - n\lambda$
 $\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\lambda} - n = 0$
 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{X}$
 结论: 泊松分布参数 λ 的极大似然估计量为 \bar{X} 。

以下为真题:

浙江大学 2018 - 2019 学年秋冬学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷

备用数据: $\Phi(1) = 0.8413$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$, $\Phi(2) = 0.9772$, $t_{0.05}(15) = 1.75$,
 $t_{0.025}(15) = 2.13$, $t_{0.01}(15) = 2.60$, $t_{0.05}(25) = 1.71$, $t_{0.025}(25) = 2.06$, $\chi_{0.05}^2(5) = 11.1$, $\chi_{0.05}^2(4) = 9.49$.

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 33 分)

1. 某小区有 a 个人申请小区停车位, ($a \geq 3$), 而小区的停车位只有 b 个, ($0 < b \leq a-2$). 管理者决定采用随机抽签方法确定停车位使用权. 则排在第 3 位的抽签者抽中停车位的概率为 _____; 前三个人中恰好有一人抽中停车位的概率为 _____.

2. 设 X 服从参数为 2 的泊松分布, 则 $P(X \leq E(X)) =$ _____; 现对 X 独立重复观察 200 次, 结果记为 X_1, \dots, X_{200} , 则 $P(X_1 = 0 | X_1 + X_2 \geq 1) =$ _____,

$P(\sum_{i=1}^{200} X_i > 380) \approx$ _____.

3. 设 (X, Y) 在区域 $\{(x, y): 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1\}$ 上均匀分布, 则 $P(X^2 + Y^2 \leq 1) =$ _____.

4. 设 $(X, Y) \sim N(1, 2, 4, 1, -0.8)$, 则 $Var(X - 2Y - 1) =$ _____; 当 $a =$ _____ 时, $X + Y$ 与 $aX - Y$ 相互独立.

5. 设总体 X 的分布律为 $P(X = -1) = \frac{\theta}{3}$, $P(X = 0) = \frac{2\theta}{3}$, $P(X = 1) = \frac{2(1-\theta)}{3}$, $P(X = 2) = \frac{1-\theta}{3}$, 未知参数 $\theta \in (0, 1)$. X_1, \dots, X_n 是 X 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, 则 $E(X) =$ _____, θ 的矩估计量 $\hat{\theta} =$ _____; 当 $n \rightarrow +\infty$ 时, $(\bar{X} - \frac{4}{3})^2 \xrightarrow{P}$ _____.

二. (15 分) 将一枚硬币独立抛 2 次, X 表示正面朝上的次数; Y 服从 $(0, 2)$ 区间上的均匀分布, 设 X 与 Y 相互独立, $M = \max(X, Y)$, $Z = X + Y$. 分别求 X , Y , M , Z 的分布函数.

三. (15 分) 设 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{3x}{2}, & |y| < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ (1) 求

$P(X + Y \leq 1)$; (2) 求条件概率密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $P(X > 0.5 | Y = 0)$; (3) 判断 X 与 Y 是否相关? 说明理由.

四. (10 分) 为验证某汽车厂生产的汽车平均每公升汽油行驶里程是否达到 15km 以上, 随机选取 16 辆车, 记录下每辆车每公升汽油行驶的千米数, 得到样本均值 $\bar{x} = 14.22$, 样本方差 $s^2 = 1.2^2$, 假设数据来自正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。(1) 对于假设 $H_0: \mu \geq 15, H_1: \mu < 15$, 求 P -值并进行检验(取 $\alpha = 0.05$); (2) 现有另一汽车厂生产的同类型汽车, 其每公升汽油行驶的千米数 $Y \sim N(\mu_Y, \sigma^2)$, 随机选取该类型汽车 11 辆车, 测得样本均值 $\bar{y} = 14.97$, 样本方差 $s_y^2 = 1.4^2$, 求 $\mu - \mu_Y$ 的置信度为 95% 的双侧置信区间。(保留两位小数)

五. (12 分) 设总体 $X \sim N(\theta, \theta)$, 未知参数 $\theta \in (0, \frac{1}{4})$, 从总体中抽取容量为 $n(n > 2)$ 的简单随机样本 X_1, \dots, X_n , \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 记 $T_k = k\bar{X} + (1-k)S^2$ 。(1) 判断 T_k 是否为 θ 的无偏估计量? 说明理由; (2) 求 $Var(T_k)$, 并比较 T_0 与 T_1 哪个更有效? 说明理由。

六. (15 分) 设总体 X 的概率密度函数 $f(x, \theta) = \begin{cases} 2x/\theta^2, & 0 < x \leq \theta, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$, 未知参数 $\theta > 0$,

X_1, \dots, X_{400} 是总体 X 的简单随机样本, 求 θ 的极大似然估计; 若已知 400 个观察值中最小值为 0.48, 最大值为 3.92, 平均值为 2.72, 数据统计如下:

X 取值	(0, 0.98]	(0.98, 1.96]	(1.96, 2.45]	(2.45, 2.94]	(2.94, 3.43]	$\{x > 3.43\}$
频数	30	62	48	77	85	98

请在显著水平 0.05 下, 用 χ^2 拟合优度检验法检验假设 $H_0: X$ 的概率密度函数为

$$f(x, \theta) = \begin{cases} 2x/\theta^2, & 0 < x \leq \theta, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

作业编号: _____ 上课时间: _____

浙江大学 2018 - 2019 学年秋冬学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: _____

考试试卷: A 卷、B 卷 (请在选定项上打√)

考试形式: 闭卷、开卷 (请在选定项上打√), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2019 年 1 月 20 日, 考试时间: 120 分钟

诚信考试, 沉着应考, 杜绝违纪。

请注意: 本试卷共六大题, 四页, 两大张。

请勿将试卷拆开或撕页! 如发生此情况责任自负!

考生姓名: _____ 学号: _____ 专业: _____

题序	一	二	三	四	五	六	总分
得分							
评卷人							

备用数据: $\Phi(1) = 0.8413$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$, $\Phi(2) = 0.9772$,

$t_{0.10}(8) = 1.40$, $t_{0.05}(8) = 1.86$, $t_{0.025}(8) = 2.31$, $\chi_{0.05}^2(4) = 9.49$, $\chi_{0.05}^2(3) = 7.82$.

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 33 分, 各分布要写出参数):

1. 设事件 A, B, C 两两不相容, $P(A) = P(B) = 0.4$, $P(C) = 0.2$, 则 $P(A \cup B | B \cup C) =$ _____;
 $P(A \cup B - C) =$ _____.

2. 设 X 服从参数为 2 的指数分布, 则 $P(X \leq 2 | X \geq 1) =$ _____, $\text{Var}(X-2) =$ _____,

现对 X 独立重复观察 100 次, 记为 X_1, \dots, X_{100} , 则根据中心极限定理, $P(\sum_{i=1}^{100} X_i \geq 45) \approx$ _____.

3. 设 X 与 Y 相互独立, $X \sim U(0,1)$, $Y \sim U(0,2)$, 则 $P(X > Y) =$ _____.

4. 设 $(X, Y) \sim N(1, 2, 4, 4, -0.5)$, 则 $\text{Var}(2X - Y - 1) =$ _____; 当 $a =$ _____
时, $X + Y$ 与 $aX - Y$ 相互独立.

5. 设总体 X 的分布律为 $P(X = -1) = \frac{\theta}{3}$, $P(X = 0) = \frac{2\theta}{3}$, $P(X = 1) = 1 - \theta$, 未知参数

$\theta \in (0,1)$. X_1, \dots, X_n 是 X 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, 则 $E(X) = \underline{\hspace{2cm}}$, θ 的

矩估计量 $\hat{\theta} = \underline{\hspace{2cm}}$; 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $\hat{\theta} \xrightarrow{P} \underline{\hspace{2cm}}$.

二. (15 分) 设 $X \sim U(0, 1)$, $Y \sim B(1, 0.7)$, 且 X 与 Y 独立, $M = \max(X, Y)$, $Z = X + Y$. 分别求 X, Y, M, Z 的分布函数.

三. (15 分) 设 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 2, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ (1) 求 (X, Y)

的分布函数值 $F(1, 0.5)$; (2) 求条件概率密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $P(X > 0.5 | Y = 0.25)$; (3) 判断 X 与 Y 是否相关? 说明理由.

四. (15 分) 设总体 $X \sim U(0, \theta]$, 未知参数 $\theta > 0$, X_1, \dots, X_{400} 是总体 X 的简单随机样本, 求 θ 的极大似然估计; 若已知 400 个观察值中最小值为 0.48, 最大值为 4.90, 平均值为 2.52, 数据统计如下:

X 取值	(0, 0.98]	(0.98, 1.96]	(1.96, 2.94]	(2.94, 3.92]	$\{x > 3.92\}$
频数	72	62	88	97	81

请在显著水平 0.05 下, 用 χ^2 拟合优度检验法检验假设 $H_0: X \sim U(0, \theta]$.

五. (12 分) 设总体 $X \sim N(\theta, \theta)$, 未知参数 $\theta \in (\frac{1}{7}, \frac{1}{4})$, 从总体中抽取容量为 3 的简单随机样本 X_1, X_2, X_3 , \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 记 $T_1 = \bar{X}, T_2 = S^2$, $T_3 = \frac{3}{5}\bar{X} + \frac{2}{5}S^2$. (1) 判断 T_1, T_2, T_3 是否为 θ 的无偏估计量? 说明理由; (2) 在无偏估计量中问哪个最有效? 说明理由.

六. (10 分) 为验证某汽车厂生产的汽车平均每公升汽油行驶里程是否达到 15km 以上, 随机选取 9 辆车, 记录下每辆车每公升汽油行驶的千米数, 得到样本均值 $\bar{x} = 14.426$, 样本方差 $s^2 = 1.23^2$, 假设数据来自正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。(1) 对于假设 $H_0: \mu \geq 15, H_1: \mu < 15$, 求 P -值并进行检验(取 $\alpha = 0.05$); (2) 求总体均值 μ 的置信度为 95% 的双侧置信区间。

浙江大学 2018 - 2019 学年秋冬学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷解答

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: _____

考试试卷: A 卷、B 卷 (请在选定项上打✓)

考试形式: 闭卷、开卷 (请在选定项上打✓), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2019 年 1 月 20 日, 考试时间: 120 分钟

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 33 分, 各分布要写出参数):

1. $2/3$, 0.8 .

2. $1 - e^{-1/2}$, $1/4$, 0.8413 .

3. $1/4$.

4. (1) -4 ; (2) 1 .

5. $1 - \frac{4\theta}{3}$, $\frac{3-3\bar{X}}{4}$, θ .

二. (15 分) 解: $F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ x, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$ 3 分 $F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ 0.3, & 0 \leq y < 1, \\ 1, & y \geq 1. \end{cases}$ 4 分

$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z) = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ 0.3z, & 0 \leq z < 1, \\ 1, & z \geq 1. \end{cases}$ 4 分

$F_Z(z) = P(X+Y \leq z) = 0.3F_X(z) + 0.7F_X(z-1) = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ 0.3z, & 0 \leq z < 1, \\ 0.7z - 0.4, & 1 \leq z < 2, \\ 1, & z \geq 2. \end{cases}$ 4 分

三. (15 分) 解: (1) $F(1, 0.5) = 3/4$; 3 分

(2) $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 2 dx = 2(1-y), & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 3 分

所以, 当 $0 < y < 1$ 时, $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1}{1-y}, & y < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 2 分

特别地, $f_{XY}(x|0.25) = \begin{cases} 4/3, & 0.25 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} P(X > 0.5|Y = 0.25) = 2/3;$ 3分

(3) X 与 Y 正相关。因为 $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{36} > 0$. 4分

其中 $E(X) = \int_0^1 dx \int_0^x 2xy dy = \frac{2}{3}$, $E(Y) = \int_0^1 dy \int_0^x 2xy dy = \frac{1}{3}$, $E(XY) = \int_0^1 dx \int_0^x 2xy dy = \frac{1}{4}$.

四. (15分) 解: 似然函数 $L(\theta) = \frac{1}{\theta^{400}}$, $0 < x_i \leq \theta, i = 1, \dots, 400$ 3分

$L(\theta)$ 是 θ 的单调减函数, 且 $\theta \geq \max\{x_1, \dots, x_{400}\}$, 所以

θ 的极大似然估计值是 $\hat{\theta} = \max\{x_1, \dots, x_{400}\} = 4.90$ 3分

为了检验假设 H_0 , 需要计算 $P(a < X \leq b) = \frac{b-a}{\theta}$ 的估计值 $\frac{b-a}{\hat{\theta}}$, 见下表:

X 取值	$(0, 0.98]$	$(0.98, 1.96]$	$(1.96, 2.94]$	$(2.94, 3.92]$	$\{x > 3.92\}$
频数	72	62	88	97	81
概率估计	1/5	1/5	1/5	1/5	1/5
理论频数	80	80	80	80	80

4分

$\chi^2 = \sum_{i=1}^5 \frac{n_i^2}{n\hat{p}_i} - 400 = 9.275 > \chi_{0.05}^2(3) = 7.82$, 拒绝原假设. 5分

五. (12分) 解: $E(X) = \theta$, $Var(X) = \theta$;

$E(\bar{X}) = E(X) = \theta$, $Var(\bar{X}) = \frac{Var(X)}{n} = \frac{\theta}{n}$

$E(S^2) = Var(X) = \theta$, $Var(S^2) = \frac{2(Var(X))^2}{n-1} = \frac{2\theta^2}{n-1}$, 且 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 所以,

(1) $E(T_1) = E(T_2) = E(T_3) = \theta$, 都是 θ 的无偏估计量; 4分

(2) $Var(T_1) = Var(\bar{X}) = \frac{\theta}{3}$, $Var(T_2) = Var(S^2) = \theta^2$, $Var(T_3) = \frac{3\theta}{25} + \frac{4\theta^2}{25}$, 4分

$Var(T_1) < Var(T_2) < Var(T_3)$. T_1 最有效. 4分

六. (10分) 解: (1) $H_0: \mu \geq 15$, $H_1: \mu < 15$

拒绝域为 $T = \frac{\bar{X} - 15}{S / \sqrt{n}} < -t_{0.05}(n-1)$,

计算得 $t = \frac{14.426 - 15}{1.23 / \sqrt{9}} = -1.40$, 2分

$P_- = P(t(8) < -1.40) = P(t(8) > 1.4) = 0.10$ 2分

$t > -t_{0.05}(8) = -1.86$ 或 $P_- > 0.05$, 所以接受原假设. 3分

(2) 总体均值 μ 的置信度为 95% 的双侧置信区间为

$(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{0.025}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{0.025}(n-1))$ 计算得 (13.4789, 15.3731). 3分

作业编号: _____ 上课时间: _____

浙江大学 2017 - 2018 学年春夏学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: _____

考试试卷: A 卷✓、B 卷 (请在选定项上打✓)

考试形式: 闭✓、开卷 (请在选定项上打✓), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2018 年 7 月 7 日, 考试时间: 120 分钟

诚信考试, 沉着应考, 杜绝违纪。

请注意: 本试卷共六大题, 四页, 两大张。

请勿将试卷拆开或撕页! 如发生此情况责任自负!

考生姓名: _____ 学号: _____ 专业: _____

题序	一	二	三	四	五	六	总分
得分							
评卷人							

备用数据: $\Phi(1) = 0.84$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$, $\Phi(2) = 0.98$,

$t_{0.05}(15) = 1.75$, $t_{0.025}(15) = 2.13$, $\chi^2_{0.05}(15) = 25.0$, $\chi^2_{0.025}(15) = 27.5$,

$\chi^2_{0.975}(15) = 6.26$, $\chi^2_{0.95}(15) = 7.26$, $\chi^2_{0.05}(5) = 11.07$, $\chi^2_{0.05}(4) = 9.49$.

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 39 分):

1. 一个教室里有 6 名一年级女生, 8 名一年级男生, 9 名二年级女生, a 名二年级男生, 从该教室内随机选一名学生, 若已知选到的是一年级学生, 则他是男生的概率为 _____; 若选到学生的性别与年级相互独立, 则 $a =$ _____.

2. 设 $X \sim U(1, c)$ (均匀分布), $E(X) = 2$, 则 $c =$ _____, $\text{Var}(X) =$ _____.

3. 设 (X, Y) 服从正态分布, $X \sim N(2, 1)$, $Y \sim N(1, 4)$, X 与 Y 的相关系数为 0.75, 则

$P(X > Y + 1) =$ _____, $X + Y$ 与 $X - Y$ 的相关系数为 _____.

4. 设 $X_1, \dots, X_n (n \geq 2)$ 相互独立, 均服从参数 $\lambda = 0.5$ 的指数分布, 则 $P(\min(X_1, X_2) \leq 1) =$

_____, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{-2X_i} \xrightarrow{P}$ _____; 若 $n = 180$, 则 $P(\sum_{i=1}^{180} e^{-X_i} > 52) \approx$ _____.

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_{16} 是总体 X 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, (1) 若

$\mu=0$ ，用 $T=16(\bar{X})^2$ 估计 σ^2 ，则均方误差 $Mse(T)=$ _____；(2)若 μ, σ^2 均未知，计

算得 $\bar{x}=5.8$ ， $\sum_{i=1}^{15}(x_i-\bar{x})^2=6.26$ ，则 μ 的置信度为 95% 的置信区间为

_____ (数据保留 3 位小数)，为检验假设 $H_0: \sigma^2 \geq 1, H_1: \sigma^2 < 1$ ，

$P_-=$ _____, 若显著水平 $\alpha=0.05$ ，应该拒绝还是接受原假设？答：_____.

二. (12 分) 小王喜欢玩某款一对一对战游戏，该游戏会根据玩家自身的等级随机匹配等级分相近的玩家。假设在一局中小王遇到等级分高于，等于，低于自己的玩家的概率分别为 0.4, 0.2, 0.4，遇到等级分高的玩家，小王胜，平，负的概率分别为 0.3, 0.3, 0.4，遇到等级分相同的玩家，小王胜，平，负的概率分别为 0.4, 0.4, 0.2，遇到等级分低的玩家，小王胜，平，负的概率分别为 0.5, 0.3, 0.2. (1)求在一局中小王胜的概率；(2)若已知小王胜了一局，求此局对手是等级分高的玩家的概率；(3)若小王独立玩了 5 局，问他恰好胜 2 局的概率是多少？第 5 局是第 2 次胜的概率又是多少？

三. (12 分) 设 (X, Y) 的联合分布律如右表所示. 已知

$E(X)=0.6, E(Y)=0$, (1) 若 $a_6=0.1$ ，且 X 与 Y 不相

关，求 (X, Y) 的联合分布律；(2) 若 X 与 Y 相互独立，求 (X, Y) 的联合分布律.

$X \setminus Y$	-1	0	1
0	0.1	a_2	a_3
1	a_4	a_5	a_6

四. (13 分) 设 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 4x, & 0 < y < x^2, 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ (1) 求

(X, Y) 的联合分布函数值 $F(0.5, 0.5)$; (2) 分别求 X 与 Y 的边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和

$f_Y(y)$, 并判断 X 与 Y 是否相互独立; (3) 求 $\text{Cov}(X, Y)$, 并判断 X 与 Y 是否相关.

五. (8 分) 设总体 X 取值在区间 $(0, 1)$, 对总体进行 128 次观察, 数据统计如下:

X 的取值	$(0, 0.25]$	$(0.25, 0.5]$	$(0.5, 0.625]$	$(0.625, 0.75]$	$(0.75, 0.875]$	$(0.875, 1)$
频数	6	28	20	26	24	24

在显著水平 $\alpha = 0.05$ 下, 用 χ^2 拟合优度检验法检验假设 $H_0: X$ 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

六. (16 分) 设总体 X 的概率密度函数 $f(x, \lambda, \theta) = \begin{cases} \lambda x^{\lambda-1} / \theta^\lambda, & 0 < x < \theta, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 未知参数

$\lambda > 1, \theta > 0$, X_1, \dots, X_n 为 X 的简单随机样本, (1) 若 $\lambda = 2$, 求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}$, 并判断 $\hat{\theta}$

是否为 θ 的无偏估计量, 说明理由; (2) 若 $\theta = 2$, 求 λ 的极大似然估计量 $\hat{\lambda}$, 并判断 $\hat{\lambda}$ 是否为 λ 的相合估计量, 说明理由.

浙江大学 2017 - 2018 学年春夏学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷 B

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: _____

考试试卷: A 卷、B 卷 (请在选定项上打√)

考试形式: 闭√、开卷 (请在选定项上打√), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2018 年 7 月 7 日, 考试时间: 120 分钟

诚信考试, 沉着应考, 杜绝违纪。

请注意: 本试卷共六大题, 四页, 两大张。

请勿将试卷拆开或撕页! 如发生此情况责任自负!

考生姓名: _____ 学号: _____ 专业: _____

题序	一	二	三	四	五	六	总分
得分							
评卷人							

备用数据: $\Phi(1) = 0.84$, $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$, $\Phi(2) = 0.98$,

$t_{0.10}(15) = 1.34$, $t_{0.05}(15) = 1.75$, $t_{0.025}(15) = 2.13$, $\chi^2_{0.05}(15) = 25.0$, $\chi^2_{0.025}(15) = 27.5$,

$\chi^2_{0.975}(15) = 6.26$, $\chi^2_{0.95}(15) = 7.26$, $\chi^2_{0.05}(5) = 11.07$, $\chi^2_{0.05}(4) = 9.49$, $\chi^2_{0.05}(3) = 7.82$.

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 39 分):

1. 设 A, B 是两个随机事件, 已知 $P(A) = 0.4$, $P(B) = 0.3$, $P(A \cup B) = 0.58$, 则

$P(A|A \cup B) =$ _____; A 与 B 相互独立吗? 答: _____.

2. 设 $X \sim P(\lambda)$ (泊松分布), $\text{Var}(X) = 2$, 则 $\lambda =$ _____, $P(X=1|X \geq 1) =$ _____.

3. 设 (X, Y) 服从正态分布, $X \sim N(2, 4)$, $Y \sim N(1, 4)$, X 与 Y 的相关系数为 0.75, 则

$P(X-1 > Y) =$ _____, $2X+Y$ 与 $2X-Y$ 的相关系数为 _____.

4. 设总体 $X \sim U(1, 3)$ (均匀分布), $X_1, \dots, X_n (n \geq 2)$ 是 X 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值,

$A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$, 则 $P(\max(X_1, X_2) > 2) =$ _____, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_2 \xrightarrow{P}$ _____; 若

$n = 192$, 则 $P(\bar{X} > 49/24) \approx$ _____.

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_{16} 是总体 X 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, (1) 设 $\mu=0$, 若 $a\bar{X}^2/\sigma^2 \sim \chi^2(1)$, 则 $a=$ _____; (2) 若 μ, σ^2 均未知, 计算得 $\bar{x}=5.464$, 样本标准差 $s=1.6$, 则 σ^2 的置信度为 95% 的双侧置信区间为 _____, 为检验假设 $H_0: \mu \geq 6, H_1: \mu < 6$, $P_- =$ _____, 若显著水平 $\alpha=0.05$, 应该拒绝还是接受原假设? 答: _____.

二. (12 分) 设随机变量 X 的概率密度函数 $f(x) = \begin{cases} ax, & 0 < x < 1, \\ a(x-1), & 1 \leq x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ (1) 求常数 a ; (2) 求 X 的分布函数 $F(x)$; (3) 若 $P(X > c) = 0.68$, 求 c 的值; (4) 求 $E[(X-1)^2]$.

三. (12 分) 设 $X \sim B(1, 0.4)$, $Y \sim B(2, 0.4)$, 已知 $P(X=1, Y=2) = 0$, 且 X 与 Y 不相关, 求 (X, Y) 的联合分布律; 并判断 X 与 Y 是否相互独立? 说明理由.

四. (13 分) 设 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 3x, & 1-x < y < 1, 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ (1)

求 (X, Y) 的联合分布函数值 $F(1, 0.5)$; (2) 分别求 X 与 Y 的边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 并判断 X 与 Y 是否相互独立; (3) 求 $Cov(X, Y)$, 并判断 X 与 Y 是否相关.

五. (8 分) 设总体 X 取值在区间 $(0, 3)$, 对总体进行 216 次观察, 数据统计如下:

X 的取值	$(0, 1]$	$(1, 1.5]$	$(1.5, 2]$	$(2, 2.5]$	$(2.5, 3)$
频数	15	27	36	56	82

在显著水平 0.05 下, 用 χ^2 拟合优度检验法检验假设 H_0 : X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} x^2/9, & 0 < x < 3, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

六. (16 分) 设总体 $X \sim U[0, \theta]$, 未知参数 $\theta > 0$, 从总体中抽取容量为 $n(n > 2)$ 的简单随机样本 X_1, \dots, X_n , (1) 分别求 θ 的矩估计量和极大似然估计量; (2) 逐个判断 $\hat{\theta}_1 = 2X_1$, $\hat{\theta}_2 = X_1 + X_2$, $\hat{\theta}_3 = 1.5\max(X_1, X_2)$ 是否为 θ 的无偏估计量; (3) 对于 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3$ 中的无偏估计量, 比较哪个最有效? 说明理由.

浙江大学 2017 - 2018 学年春夏学期

《概率论与数理统计》期末考试试卷 B 解答

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: _____

考试试卷: A 卷、B 卷 (请在选定项上打√)

考试形式: 闭卷、开卷 (请在选定项上打√), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2018 年 7 月 7 日, 考试时间: 120 分钟

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 39 分):

1. 20/29, 独立.

2. $2, \frac{\lambda e^{-\lambda}}{1-e^{-\lambda}} = \frac{2}{e^2-1} = 0.313.$

3. 0.5, 3/4.

4. 3/4, 13/3, 0.16.

5. 16, (1.396, 6.134), 0.1, 接受.

二. (12 分)

解: (1) $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_0^1 ax dx + \int_1^2 a(x-1) dx = \frac{a}{2} + \frac{a}{2} = a;$ 4 分

(2) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ x^2/2, & 0 \leq x < 1, \\ x^2/2 - x + 1, & 1 \leq x < 2, \\ 1, & x \geq 2. \end{cases}$ 6 分

(3) $F(c) = P(X \leq c) = 0.32, \Rightarrow 0 < c < 1, \therefore F(c) = c^2/2 = 0.32, c = 0.8;$ 10 分

(4) $E[(X-1)^2] = \int_0^1 x(x-1)^2 dx + \int_1^2 (x-1)^3 dx = \frac{1}{3}.$ 12 分

三. (12分)

解: $P(X=0)=0.6, P(X=1)=0.4$

$$P(Y=0)=0.36, P(Y=1)=0.48, P(Y=2)=0.16 \quad 3 \text{ 分}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0, \Rightarrow E(XY) = 0.32$$

$$\text{所以, } E(XY) = P(X=1, Y=1) + 2P(X=1, Y=2) = P(X=1, Y=1) = 0.32,$$

$$P(X=0, Y=1) = P(Y=1) - P(X=1, Y=1) = 0.16, ,$$

$$P(X=0, Y=2) = P(Y=2) = 0.16,$$

$$P(X=1, Y=0) = P(X=1) - P(X=1, Y=1) - P(X=1, Y=2) = 0.08$$

$$P(X=0, Y=0) = 0.28 \quad 8 \text{ 分}$$

$X \setminus Y$	0	1	2
0	0.28	0.16	0.16
1	0.08	0.32	0
$P(Y=i)$	0.36	0.48	0.16

$$P(X=1, Y=2) = 0 \neq P(X=1)P(Y=2) = P(X=1, Y=1) = 0.064, \text{ 所以, } X \text{ 与 } Y \text{ 不独立。}$$

12分

四. (13分)

$$\text{解: (1) } F(1, 0.5) = \int_{0.5}^1 dx \int_{1-x}^{0.5} 3xdy = \frac{5}{16}, \quad 3 \text{ 分}$$

$$(2) f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{1-x}^1 3xdy = 3x^2, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{1-y}^1 3xdx = 3y - 3y^2/2, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$X \text{ 与 } Y \text{ 不相互独立, 因为 } f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y), \quad 0 < x, y < 1. \quad 9 \text{ 分}$$

(3)

$$E(XY) = \int_0^1 dx \int_{1-x}^1 3x^2 y dy = \frac{9}{20}, E(X) = \int_0^1 dx \int_{1-x}^1 3x^2 dy = \frac{3}{4}, E(Y) = \int_0^1 dx \int_{1-x}^1 3xy dy = \frac{5}{8}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{-3}{160} < 0, \quad X \text{ 与 } Y \text{ (负)相关。} \quad 13 \text{ 分}$$

五. (8 分)

X 的取值	(0, 1]	(1, 1.5]	(1.5, 2]	(2, 2.5]	(2.5, 3)
频数	15	27	36	56	82
理论概率	8/216	19/216	37/216	61/216	91/216
理论频数	8	19	37	61	91

4 分

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^5 \frac{n_k^2}{np_k} - n = 10.82 > \chi_{0.05}^2(4) = 9.49, \text{ 拒绝原假设。}$$

8 分

六. (16 分)

解: (1) 矩估计法: $\mu_1 = E(X) = \theta/2$, $\hat{\mu}_1 = \bar{X}$, 所以 θ 的矩估计量 $\hat{\theta} = 2\bar{X}$, 4 分

极大似然估计: 似然函数 $L(\theta) = \theta^{-n}$, $0 \leq x_i \leq \theta, i = 1, \dots, n$,

似然函数是 θ 的单调减函数, 且 $\theta \geq \max\{X_1, \dots, X_n\}$, 所以 θ 的极大似然估计量

$$\hat{\theta} = \max\{X_1, \dots, X_n\}. \quad 8 \text{ 分}$$

(2) $E(\hat{\theta}_1) = E(2X_1) = \theta$, $E(\hat{\theta}_2) = \theta$, $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 均是 θ 的无偏估计,

计算得 $M = \max\{X_1, X_2\}$ 的密度函数为 $f_M(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2}, & 0 \leq x \leq \theta, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$

$$E(\hat{\theta}_3) = \frac{3}{2} \int_0^\theta \frac{2x^2}{\theta^2} dx = \frac{3}{2} \times \frac{2\theta}{3} = \theta; \quad \hat{\theta}_3 \text{ 也是 } \theta \text{ 的无偏估计,} \quad 12 \text{ 分}$$

(3) $\text{Var}(\hat{\theta}_1) = \text{Var}(2X_1) = \theta^2/3$, $\text{Var}(\hat{\theta}_2) = 2\text{Var}(X_1) = \theta^2/6$,

$E(\hat{\theta}_3^2) = 9\theta^2/8$, $\text{Var}(\hat{\theta}_3) = \theta^2/8$, 所以 $\hat{\theta}_3$ 最有效. 16 分