



第十六讲

总复习

1. 每章复习要点

2. 样卷分析



题型：选择、填空、计算、证明

复习：范围课本例子、习题、平时作业等；理清
概念、性质、熟记公式….

提醒：1) 遵守考场纪律….

2) 不带计算器

3) 不能用铅笔答题….

1. 每章复习要点

第一章：概率论的基本概念

随机事件的关系与运算；（事件的和、积.....）

概率的性质；（如事件的加法公式、减法公式等）

古典概率计算；

条件概率定义与计算

（条件概率、全概率、贝叶斯等等公式）

事件互不相容、相互独立

第二章 随机变量及其分布

(1) 随机变量、分布函数 $F(x)$ 定义、分布函数的性质

第二章

- (2) 离散型随机变量的分布律（性质）、
对应的分布函数（或已知分布函数求分布律）、
随机变量落在某范围内的概率、
离散型随机变量函数的分布律、
三个重要的离散型随机变量（分布律）
（ $(0-1)$ 分布、二项分布、泊松分布）
-

第三章 多维随机变量及其分布

边缘分布;

离散型随机变量条件分布;

二维随机变量相关概率计算;

随机变量的独立性;

随机变量函数的分布

第三章

(1) 二维随机变量、分布函数 $F(x, y)$ 、分布函数的性质

(2) 二维**离散型**随机变量的分布律（性质）、

边缘分布律、**条件分布律**、

随机变量落在某范围内的**概率**（或条件概率）、

离散型随机变量**独立性的判定**、

二维离散型随机变量**函数**的分布律

第三章

(3) 二维连续型随机变量的概率密度及性质、
求概率密度中未知参数、
边缘概率密度、条件概率密度、
随机变量落在某范围内的概率（条件概率）、
连续型随机变量独立性的判定、
连续型随机变量函数的分布函数或概率密度

第四章 随机变量的数字特征

期望、方差、

协方差、相关系数的定义、性质及计算；

不相关的判定

第四章 随机变量的数字特征

期望、方差、

协方差、相关系数的定义、性质及计算；

不相关的判定

第四章

1. 期望、方差的定义、**计算公式**、**性质（公式）**、重要的结论或**公式**
 2. 已知一维、二维离散型随机变量的分布律，如何求期望（包括函数的期望）、方差
 3. 已知一维、二维连续型随机变量的概率密度函数，如何求期望（包括函数的期望）、方差
-

第四章

4. 3个重要的离散型随机变量的期望、方差

5. 3个重要的连续型随机变量的期望、方差

6. 协方差、相关系数的定义、计算公式、性质

7. 不相关的定义，判定；

独立与不相关的区别（判定方法的区别、关系）

8. 重要的结论（如相互独立的正态分布的线性组合仍是正态分布）

第五章 大数定律与中心极限定理

独立同分布 中心极限定理的应用

n 充分大时，有近似公式：

X_1, X_2, \dots, X_n , 独立同分布，记期望 $E(X_i) = \mu$, 方差 $D(X_i) = \sigma^2$

$$\text{则： } P\{a < \sum_{i=1}^n X_i < b\} \approx \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sqrt{n} \cdot \sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - n\mu}{\sqrt{n} \cdot \sigma}\right)$$

其中： $\Phi(x)$ 为标准正态分布函数

$$\Phi(0) = \frac{1}{2}, \quad \Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

第六章 样本及抽样分布

常用统计量定义；

三种抽样分布的定义、性质、图像；

上 α 分位点定义（标准正态分布、卡方分布、t分布、F分布分位点）

正态总体样本均值和样本方差的分布四个定理结论

第六章

常用统计量：如样本均值、样本方差

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

结论：

设总体 X 的均值和方差均存在, $EX = \mu$, $DX = \sigma^2$,

对样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 及其样本均值 \bar{X} 和样本方差 S^2 ,
则

$$E(\bar{X}) = E(X) = \mu, \quad D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n} = \frac{\sigma^2}{n},$$

$$E(S^2) = D(X) = \sigma^2.$$

第六章

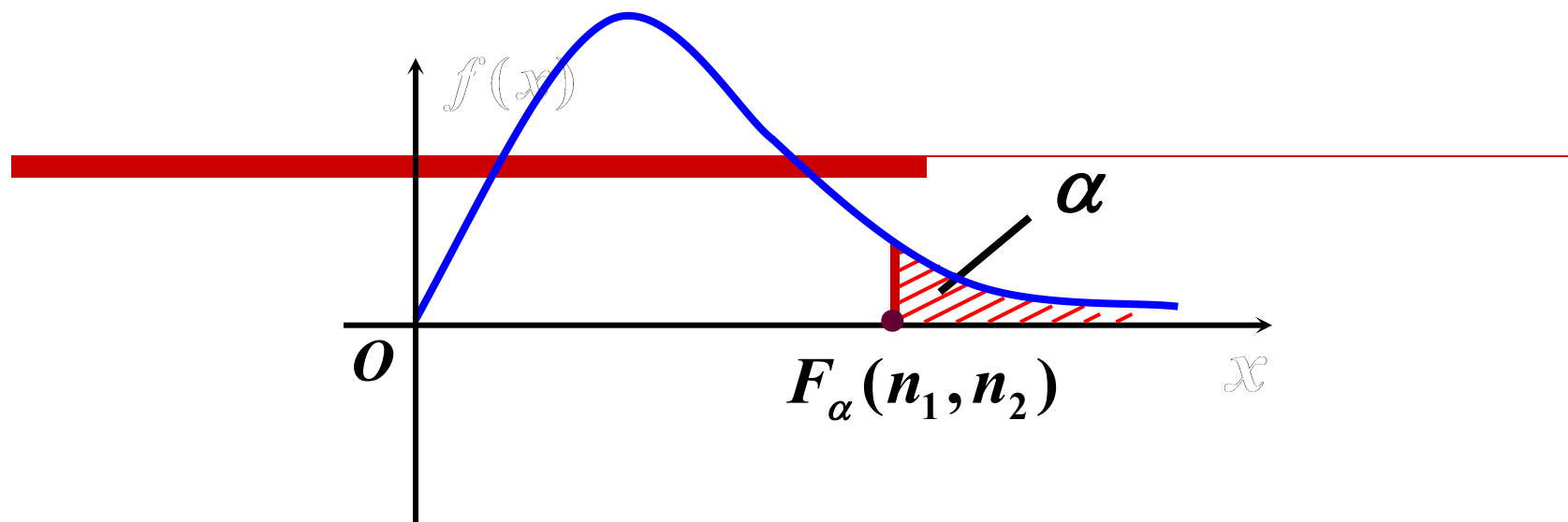
三大分布：（定义、性质、图像）

$\chi^2(n)$ 分布; $t(n)$ 分布, $F(n_1, n_2)$ 分布

分位点:

（标准正态分布（无自由度）的分位点、
三大分布（有自由度）的分位点）

如: F 分布的分位点:



设 $F \sim F(n_1, n_2)$, 对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(n_1, n_2)$ 为 $F(n_1, n_2)$ 分布的**上 α 分位点**。

性质:
$$F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$$

第六章

1. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

\bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

则样本均值 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$. 或 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$

而 $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$ (自由度 $n-1$)

2. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

\bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

1) \bar{X} 与 S^2 相互独立;

$$2) \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$3) \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$$

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

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

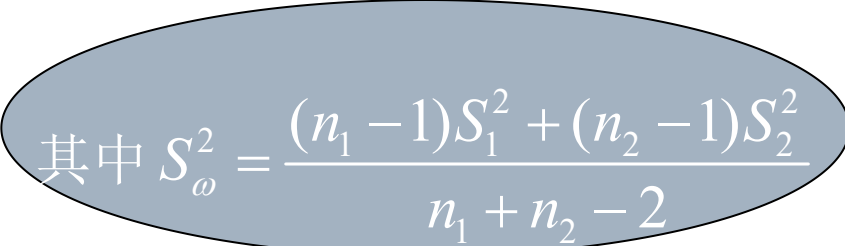
两个正态总体下：

设两个正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

相互独立, 分别抽取样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 和 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$,

$$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 / n_1 + \sigma_2^2 / n_2}} \sim N(0, 1)$$

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_\omega \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$


$$\text{其中 } S_\omega^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \bigg/ \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

第七章 参数估计

矩估计、

最大似然估计；

估计量的评选标准（无偏性、有效性）；

置信区间计算

第七章 参数估计

矩估计、

最大似然估计；

估计量的评选标准（无偏性、有效性）；

置信区间计算

1、矩估计的基本原理：总体矩=样本矩，令 $\mu_l = A_l$

记总体 l 阶原点矩为 $\mu_l = E(X^l)$

样本 l 阶原点矩为 $A_l = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^l$

估计量是随机变量通常用大写字母表示，为了与真实值加以区别，注意估计量的书写；

估计值为给定样本带入计算的值，通常用小写字母表示。

矩估计法的基本步骤：

步骤1：求出总体原点矩 $u_l = E(X^l)$

（含有待估未知参数）

步骤2：列方程或者方程组，令总体原点矩=样本原点矩

$$u_l = A_l, l = 1, 2, \dots, k \quad (k \text{ 为总体中未知参数的个数})$$

步骤3：解方程或者方程组，求出矩估计量。

$$\hat{\theta}_l = \theta_l(A_1, A_2, \dots, A_k), l = 1, 2, \dots, k$$

总体中含有几个未知参数就选择几个原点矩，从低阶到高阶选取，联立方程组，解方程组。

2、最大似然估计法的基本原理：

根据样本值来确定参数，使该样本发生的概率最大。

似然函数：

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) \quad \text{离散型：联合分布律}$$

是 x_i ，不是 x

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) \quad \text{连续型：联合密度函数}$$

是 x_i ，不是 x

对数函数的基本性质：

若 $a > 0, b > 0$, 则有：

$$(1) \ln ab = \ln a + \ln b$$

$$(2) \ln \frac{a}{b} = \ln a - \ln b$$

$$(3) \ln a^b = b \ln a$$

把似然函数转换成对数似然函数，不改变其最值点，但是可以简化计算，乘积转换成求和，
~~商转换成差，乘方转换成乘积~~

求最大似然估计(MLE)的一般步骤是：

(1) 由总体分布导出样本的联合分布律 (或联合概率密度)， 即： 似然函数 $L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$

(2) 求似然函数 $L(\theta)$ 的最大值点(常常转化为求 $\ln(L(\theta))$ 的最大值点)， 即 θ 的MLE：

$$\text{令 } \frac{d \ln(L(\theta))}{d\theta} = 0$$

一个未知参数：求导；
多个未知参数：求偏导。

(3) 解方程求出驻点， 即为 θ 的最大似然估计值

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 θ 的最大似然估计量。

3、无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$

有效性（先无偏） $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$

4、置信区间计算（书P172）

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

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) \right)$$

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$$

4、置信区间计算（书P172）（单侧）

思考：应用下面公式的条件？

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

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) \right)$$

4、置信区间计算（书P172）（单侧： $\frac{\alpha}{2}$ 的地方换成 α ）

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$$

$$\left(\frac{S_1^2 / S_2^2}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2 / S_2^2}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n_1-1, n_2-1)} \right)$$

$$\text{化为} \left(\frac{S_1^2 / S_2^2}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot F_{\frac{\alpha}{2}}(n_2-1, n_1-1) \right)$$

第八章 假设检验

假设检验；拒绝域

假设检验的两类错误

决定	实际情况	
	H_0 为真	H_0 不真
拒绝 H_0	第一类错误	正确
接受 H_0	正确	第二类错误

犯两类错误的概率： $P\{\text{拒绝}H_0|H_0\text{为真}\} = \alpha$ ，

$$P\{\text{接受}H_0|H_0\text{不真}\} = \beta.$$

假设检验的拒绝域（书P189-190）

$$|z| = \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| \geq z_{\alpha/2}$$

$$|t| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \right| \geq t_{\alpha/2}(n-1)$$

(双边检验的拒绝域有两边的……)

假设检验的拒绝域（书P189-190）

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-1)$$

$$\text{或 } \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-1)$$

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} \leq F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) \text{ 或 } \frac{S_1^2}{S_2^2} \geq F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$$

（双边检验的拒绝域有两边的……）

期末样卷分析

一、选择题，将正确答案填在括号内（每小题3分，共18分）

1. 设随机事件 A 与 B 互不相容，且有 $P(A) > 0, P(B) > 0$ ，则下列结论肯定正确的是 ().

A. \bar{A} 与 \bar{B} 互不相容

B. \bar{A} 与 \bar{B} 相容

C. $P(AB) = P(A)P(B)$

D. $P(A - B) = P(A)$

2. 设随机变量 X 与 Y 相互独立，对应的分布函数为 $F_X(x), F_Y(y)$ ，则函数

$Z = \min\{X, Y\}$ 的分布函数为 ().

A. $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$

B. $F_Z(z) = (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z))$

C. $F_Z(z) = 1 - [(1 - F_X(z))(1 - F_Y(z))]$

D. $F_Z(z) = 1 - F_X(z)F_Y(z)$

期末样卷分析

3. 对任意的两个随机变量 X 与 Y ，若 $E(XY) = E(X)E(Y)$ ，则一定成立的是 ().

A. $D(XY) = D(X)D(Y)$

B. $D(X+Y) = D(X) + D(Y)$

C. X 与 Y 相互独立

D. X 与 Y 不相互独立

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 均来自正态总体 $N(0, 0.3^2)$ 的两个独立样本,

则统计量 $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 的分布是 ().

A. $\chi^2(9)$;

B. $t(9)$

C. $F(9,9)$;

D. 不能确定

5. 在假设检验中, 显著性水平 α 表示 ().

A. H_0 为真, 但接受 H_0 的概率

B. H_0 为真, 但拒绝 H_0 的概率

C. H_0 不真, 但接受 H_0 的概率

D. 假设 H_0 的可信度

期末样卷分析

6. 某厂生产的某种型号的电机的寿命长期以来服从方差 $\sigma^2 = 50^2$ 的正态分布.现有一批这种电机,从它的生产情况来看,寿命的波动性有所变化.现随机地取 26 只电机,测出其寿命的样本方差 $s^2 = 2800$,问能否认为这批电机的寿命的波动性较以往显著地偏大($\alpha = 0.05$)?对此检验问题 应提出的假设为().

- A. $H_0: \sigma^2 \geq 50^2$ $H_1: \sigma^2 < 50^2$ B. $H_0: \sigma^2 \leq 50^2$ $H_1: \sigma^2 > 50^2$
C. $H_0: \sigma^2 = 50^2$ $H_1: \sigma^2 < 50^2$ D. $H_0: \sigma^2 = 50^2$ $H_1: \sigma^2 \neq 50^2$

二、填空题 (每小题 3 分, 共 15 分)

1. 设事件 A, B 相互独立, 且满足 $P(A) = 0.6$, $P(B) = 0.4$, 则 $P(A \cup B) =$ _____ .
 2. 设 $X \sim N(3, \sigma^2)$, $P\{3 < X < 6\} = 0.4$, 则 $P\{X \leq 0\} =$ _____ .
 3. 设两个随机变量 X 与 Y 相互独立且服从同分布: $P\{X = -1\} = P\{Y = -1\} = \frac{1}{2}$,
 $P\{X = 1\} = P\{Y = 1\} = \frac{1}{2}$, 则 $P\{X = Y\} =$ _____ .
-

期末样卷分析

4. 设 X , Y 是两个相互独立随机变量, 且 $D(X) = 5$, $D(Y) = 12$,

则 $D(3X - Y + 15) =$ _____ .

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自该总体 X 的一个简单随机样本, 记统计量 $T^2 = C \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$,

若 T^2 是总体 X 方差 $D(X)$ 的无偏估计量, 则 $C =$ _____ .

期末样卷分析

三、(本题 15 分) 设随机变量 (X, Y) 的概率分布律为:

$\begin{array}{c} X \\ \backslash \\ Y \end{array}$	0	1	2
0	0.2	0.1	0.2
1	0.1	0.3	0.1

- (1) 求关于 $Z = XY$ 的分布律;
 - (2) 求概率 $P\{X + Y \leq 1\}$;
 - (3) 求方差 $D(X)$ 和协方差 $Cov(X, Y)$;
 - (4) 问 X 与 Y 是否不相关? 需说明理由.
-

期末样卷分析

四、(本题 20 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} 8xy, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

- (1) 求关于 X 和关于 Y 的边缘概率密度 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$;
 - (2) 问 X 与 Y 是否相互独立? 需说明理由.
 - (3) 求 $E(X^2 + Y^2)$;
 - (4) 求 $Z = X + Y$ 的分布函数 $F_Z(z)$.
-

期末样卷分析

五、(本题 8 分) 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_{100} 相互独立, 且都服从相同的指数分布,

概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-x/2}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 试用中心极限定理求概率 $P\{\sum_{i=1}^{100} X_i > 180\}$ 的近似值. (结果用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示, $x > 0$)

期末样卷分析

六、(本题 10 分) 设总体 X 具有分

X	1	2	3
P_k	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	$(1-\theta)^2$

布律:

其中 $\theta (0 < \theta < 1)$ 为未知参数. 已知取得了样本值 $x_1 = 1, x_2 = 2, x_3 = 1, x_4 = 3$,
试求 θ 的矩估计值和最大似然估计值.

期末样卷分析

- 七、（本题 8 分）有一大批糖果，现从中随机地取 16 袋，称其重量（以 g 计），计算得样本均值 $\bar{x} = 502.5$ ，样本标准差 $s = 4.0$ 。设袋装糖果的重量近似服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，其中 μ, σ^2 均未知。求总体均值 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间。（保留二位小数）
- $(t_{0.05}(15) = 1.7531, t_{0.05}(16) = 1.7459, t_{0.025}(15) = 2.1315, t_{0.025}(16) = 2.1199)$ 。
-

期末样卷分析

八、（本题 6 分）设总体 X 具有概率密度 $f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 θ 是未知参数,

X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个简单随机样本 ($n > 1$),

证明: (1) 参数 θ 的最大似然估计量;

(2) $\hat{\theta} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 不是 θ 的无偏估计量.

期末样卷分析（解答）

一、选择题，将正确答案填在括号内（每小题3分，共18分）

1. 设随机事件 A 与 B 互不相容，且有 $P(A) > 0, P(B) > 0$ ，则下列结论肯定正确的是(D)

A. \bar{A} 与 \bar{B} 互不相容

B. \bar{A} 与 \bar{B} 相容

C. $P(AB) = P(A)P(B)$

D. $P(A - B) = P(A)$

2. 设随机变量 X 与 Y 相互独立，对应的分布函数为 $F_X(x), F_Y(y)$ ，则函数 $Z = \min\{X, Y\}$ 的分布函数为(C)。

A. $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$

B. $F_Z(z) = (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z))$

C. $F_Z(z) = 1 - [(1 - F_X(z))(1 - F_Y(z))]$

D. $F_Z(z) = 1 - F_X(z)F_Y(z)$

3. 对任意的两个随机变量 X 与 Y ，若 $E(XY) = E(X)E(Y)$ ，则一定成立的是 (B)。

A. $D(XY) = D(X)D(Y)$

B. $D(X + Y) = D(X) + D(Y)$

C. X 与 Y 相互独立

D. X 与 Y 不相互独立

期末样卷分析

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 均来自正态总体 $N(0, 0.3^2)$ 的两个独立样本,

则统计量 $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 的分布是 (B).

- A. $\chi^2(9)$; B. $t(9)$ C. $F(9,9)$; D. 不能确定

5. 在假设检验中, 显著性水平 α 表示 (B).

- A. H_0 为真, 但接受 H_0 的概率 B. H_0 为真, 但拒绝 H_0 的概率
C. H_0 不真, 但接受 H_0 的概率 D. 假设 H_0 的可信度

6. 某厂生产的某种型号的电机, 其寿命长期以来服从方差 $\sigma^2 = 50^2$ 的正态分布. 现有一批这种电机, 从它的生产情况来看, 寿命的波动性有所变化. 现随机地取 26 只电机, 测出其寿命的样本方差

$s^2 = 2800$, 问能否认为这批电机的寿命的波动性较以往显著地偏大 ($\alpha = 0.05$) ? 对此检验问题应

提出的假设为 (B).

- A. $H_0: \sigma^2 \leq 50^2$ $H_1: \sigma^2 > 50^2$ B. $H_0: \sigma^2 \geq 50^2$ $H_1: \sigma^2 < 50^2$
C. $H_0: \sigma^2 = 50^2$ $H_1: \sigma^2 < 50^2$ D. $H_0: \sigma^2 = 50^2$ $H_1: \sigma^2 \neq 50^2$

期末样卷分析

二、填空题（每小题 3 分，共 15 分）

1. 设事件 A, B 相互独立，且满足 $P(A) = 0.6$ ， $P(B) = 0.4$ ，则 $P(A \cup B) = \underline{0.76}$.

2. 设 $X \sim N(3, \sigma^2)$ ， $P\{3 < X < 6\} = 0.4$ ，则 $P\{X \leq 0\} = \underline{0.1}$.

3. 设两个随机变量 X 与 Y 相互独立且服从同分布： $P\{X = -1\} = P\{Y = -1\} = \frac{1}{2}$ ，

$P\{X = 1\} = P\{Y = 1\} = \frac{1}{2}$ ，则 $P\{X = Y\} = \underline{0.5}$.

4. 设 X, Y 是两个相互独立随机变量，且 $D(X) = 5$ ， $D(Y) = 12$ ，

则 $D(3X - Y + 15) = \underline{57}$.

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自该总体 X 的一个简单随机样本，记统计量 $T^2 = C \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ，

若 T^2 是总体 X 方差 $D(X)$ 的无偏估计量，则 $C = \underline{1/(n-1)}$.

X \ Y	0	1	2
0	0.2	0.1	0.2
1	0.1	0.3	0.1

解：(1) XY 的边缘分布律为

XY	0	1	2
P	0.6	0.3	0.1

+

+

.....3 分

$$2) P\{X+Y \leq 1\} = P\{X=0, Y=0\} + P\{X=0, Y=1\} + P\{X=1, Y=0\} = 0.4 \quad \text{.....2 分}$$

$$(3) \text{ 易知: } E(X) = 0 \times 0.3 + 1 \times 0.4 + 2 \times 0.3 = 1 \quad \text{.....1 分}$$

$$E(X^2) = 0^2 \times 0.3 + 1^2 \times 0.4 + 2^2 \times 0.3 = 1.6 \quad \text{.....1 分}$$

$$\text{故 } D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 1.6 - 1^2 = 0.6 \quad \text{.....2 分}$$

$$\text{同理: } E(Y) = 0 \times 0.5 + 1 \times 0.5 = 0.5 \quad \text{.....1 分}$$

$$E(XY) = 0 \times 0.6 + 1 \times 0.3 + 2 \times 0.1 = 0.5 \quad \text{.....1 分}$$

$$\text{故 } \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0.5 - 1 \times 0.5 = 0 \quad \text{.....2 分}$$

$$(4) \text{ 因 } \text{Cov}(X, Y) = 0, \text{ 知 } \rho_{XY} = 0 \quad \text{.....1 分}$$

故 X 与 Y 是不相关的1 分

四

解: (1) 关于 X 的边缘概率密度 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$ 1 分

$$= \begin{cases} \int_0^x 8xy \cdot dy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4x^3, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{.....3 分}$$

关于 Y 的边缘概率密度 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$ 1 分

$$= \begin{cases} \int_y^1 8xy dx, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4y(1-y^2), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{.....3 分}$$

(2) 易知 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故 X 与 Y 不相互独立2 分

(3) $E(X^2 + Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} (x^2 + y^2) f(x, y) dy$ 2 分

$$= \int_0^1 dx \int_0^x (x^2 + y^2) \cdot 8xy dy = 1 \quad \text{.....2 分}$$

(或用 $E(X^2 + Y^2) = E(X^2) + E(Y^2) = 2/3 + (1 - 2/3) = 1$)

(4) 因 $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\}$ 1 分

$$\text{故 } F_Z(z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \int_0^{z/2} dy \int_y^{z-y} 8xy dx, & 0 \leq z < 1 \\ 1 - \int_{z/2}^1 dx \int_{z-x}^x 8xy dy, & 1 \leq z < 2 \\ 1, & z \geq 2 \end{cases} = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \frac{z^3}{6}, & 0 \leq z < 1 \\ 1 - \frac{2z^2}{3} - \frac{z^4}{2} + \frac{z^5}{3}, & 1 \leq z < 2 \\ 1, & z \geq 2 \end{cases}$$

期末样卷分析

五、(本题 8 分) 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_{100} 相互独立, 且都服从相同的指数分布, 概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-x/2}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, \text{ 试用中心极限定理求概率 } P\{\sum_{i=1}^{100} X_i > 180\} \text{ 的近似值.}$$

(结果用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示, $x > 0$)

解: 由题意 $E(X_k) = 2, D(X_k) = 4$ 2 分

$$\text{所求概率 } P\{\sum_{i=1}^{100} X_i > 180\} = 1 - P\{\sum_{i=1}^{100} X_i \leq 180\}$$

$$= 1 - P\left\{\frac{\sum_{k=1}^{100} X_k - 100 \times 2}{\sqrt{100 \times 4}} \leq \frac{180 - 100 \times 2}{\sqrt{400}}\right\} \quad \text{.....4 分}$$

$$\approx 1 - \Phi(-1) = \Phi(1) \quad \text{.....2 分}$$

期末样卷分析

六、(本题 10 分) 设总体 X 具有分布律:

X	1	2	3
P_k	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	$(1-\theta)^2$

其中 θ ($0 < \theta < 1$) 为未知参数. 已知取得了样本值 $x_1 = 1, x_2 = 2, x_3 = 1, x_4 = 3$,

试求 θ 的矩估计值和最大似然估计值.

解: (1) 因 $E(X) = 1 \times \theta^2 + 2 \times 2\theta(1-\theta) + 3(1-\theta)^2 = 3 - 2\theta$ 3 分

令 $E(X) = \bar{X} = \frac{1+2+1+3}{4}$, 解得 θ 的矩估计值 $\hat{\theta} = \frac{5}{8}$ 2 分

(2) 似然函数 $L(x_1, x_2, x_3, x_4, \theta) = \theta^2 \cdot 2\theta(1-\theta) \cdot \theta^2 \cdot (1-\theta)^2 = 2\theta^5 \cdot (1-\theta)^3$ 2 分

取对数: $\ln L(\theta) = \ln 2 + 5\ln \theta + 3\ln(1-\theta)$

令 $\frac{d\ln(\theta)}{d\theta} = \frac{5}{\theta} - \frac{3}{1-\theta} = 0$, 解得 θ 的最大似然估计值 $\hat{\theta} = \frac{5}{8}$ 3 分

期末样卷分析

七、(本题 8 分) 有一大批糖果, 现从中随机地取 16 袋, 称其重量 (以 g 计), 计算得样本均值

$\bar{x} = 502.5$, 样本标准差 $s = 4.0$. 设袋装糖果的重量近似服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

其中 μ, σ^2 均未知. 求总体均值 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间. (保留二位小数)

($t_{0.05}(15) = 1.7531, t_{0.05}(16) = 1.7459, t_{0.025}(15) = 2.1315, t_{0.025}(16) = 2.1199$).

解: 这里 $\alpha = 0.05, n = 16$, 故 μ 的置信水平为 95% 的置信区间

$$\text{为: } \bar{x} \pm t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \cdots \cdots 6 \text{ 分}$$

$$= 502.5 \pm 2.1315 \cdot \frac{4.0}{4} \quad \cdots \cdots 1 \text{ 分}$$

$$\approx (500.37, 504.63) \quad \cdots \cdots 1 \text{ 分}$$

八、

证明：(1) 似然函数 $L(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 < x_i \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

由单调性知：参数 θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 2分

(2) 设 $\hat{\theta} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 的分布函数 $F_M(z)$

$$\text{由题意 } F_M(z) = \prod_{i=1}^n F_X(z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \frac{z^n}{\theta^n}, & 0 \leq z < \theta \\ 1, & z \geq \theta \end{cases} \quad \text{.....1分}$$

$$\text{其概率密度为 } f_M(z) = \begin{cases} \frac{nz^{n-1}}{\theta^n}, & 0 < z \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{.....1分}$$

$$\text{故 } E(\hat{\theta}) = \int_{-\infty}^{+\infty} z f_M(z) dz = \int_0^{\theta} n z^n / \theta^n dz = \frac{n}{n+1} \theta \neq \theta \quad \text{.....2分}$$

即参数 θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 不是无偏估计量.