清华大学本科生考试试题专用纸 文を

考试课程: **姓名聚**穆灰 学号 200 70 /0293 卷浜时间: 2007年1月10日14:30-16:30

添淮正态分布 N(0,1) 的分布函数值: $\Phi(x) \parallel 0.928 \mid 0.950 \mid 0.975 \mid 0.977 \mid 0.993$ 1.46 | 1.645 | /1.96 2.46

示, 请精确到小数点后第3位。) (每空 2 分,共 38 分。直接将答案填在划线处。如果最终结果用小数表

 Λ . 设 $X \sim U(0,1)$ 。以下判断正确的是

A: "事件 {X = 0.5} 是不可能事件"; B: "事件 {X = 0.5} 是零概率事件"。

 ρ . 设事件 A_1, A_2, A_3 相互独立。且 $P(A_i) = 1/3$ (i = 1, 2, 3)。则这三个事件中至少有一个发生的概率为 $\frac{4}{3}$,这三个事件中恰好有一个发生的概率为 $\frac{4}{3}$ ……。

/3. 工厂 A 和工厂 B 的产品农品率分别是 1% 和 2%。现从 A 、 B 两厂产品各占 60% 现这个产品是次品,那么它是工厂 A 生产的概率为 ____ 和 40% 的一批产品中随机选取一件,则该产品是次品的概率为 1.40 %。如果发

A. 设随机变量 X 和 Y 均服从 N(0,1), 则以下判断正确的是

A: X+Y 服从正态分布;

B: X²+Y² 服从 X² 分布;

C: X²和 Y²都服从 x²分布; D: X²/Y² 服从 F 分布。

5. 某人有 n 把钥匙, 其中只有一把能打开自己的家门, 他随意地试开。如果他每次 如果他每次把不能打开的钥匙剔除,则打开门所需试开次数 Y 的数学期望为 把试过的钥匙又混杂进去,则打开门所需试开次数 X 的数学期望为-

/6. 现有一个容量为 9、来自正态总体 $N(\mu,0.81)$ 的简单随机样本,其样本均值为 5 , 则未知参数 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间为 14.412 , 5.58.

7. 设 x_1, \ldots, x_4 为来自正态总体 $N(\mu, 4^2)$ 的简单随机样本, x 为样本均值。在显著性水 \sim 则 k=3.92 。 该检验问题在真值 $\mu=6$ 时犯第二类错误的概率为 0.921 。 $\mathbb{F}_{\alpha} = 0.05$ 下考虑检验问题: $H_0: \mu = 5$ vs $H_1: \mu \neq 5$. 其拒绝域为 $\{|x-5| \geq k\}$,

(8. 设 X,Y 相互独立, $P(X=1) = P(X=2) = 1/2, \frac{1}{2}Y$ 服从指数分布 Exp(1) 。则 XY 的分布函数 $F(z) = \frac{1}{2} e^{-z} \cdot e^{-z} \cdot e^{-z}$,密度函数 $f(z) = \frac{1}{2} e^{-z} \cdot e^{-z} \cdot e^{-z}$ 。

eta. 设 X_1,\dots,X_{100} 是来自正态总体 $N(\mu,\mu^2)$ ($\mu>0$)的简单随机样本,样本均值为 满足 P(X/C≥μ)=5%, 则 C=<u>1.165</u> \bar{X} 。则 $10(\mu^{-1}\bar{X}-1)$ 服从 五10, 160, 1 №(01)(分布名称及参数)。如果正数 C

 $\mathbb{R}^{1}[0,1] \to \mathbb{R}$ 连续,记 $A = \int_{0}^{1} g(x) dx$, $B = \int_{0}^{1} [g(x)]^{2} dx$, $B \neq A^{2}$ 。设 X_{1}, X_{2}, \dots

A 卷第1页/共2页

1007 m(Xごのの)

ので人というアイングととと

W < N (0.1.)

u1. 设 X 的概率密度为 $f(x)=C/x^2$, $|x|\geq 1$. 则常数 $C=\underline{-\infty}$. 以下判断中

A: X的数学期望存在且等于零; B: X 不存在数学期望

到第 X 次掷币时首次得到正面,到第 Y 次掷币时刚好得到累计两次正面。 三、(16分,每问4分)独立重复掷一枚硬币,每次抛掷得到正面的概率为0<疗 中心极限定理说明每辆车最多可以装多少箱,才能保证不超载的概率大于 0. 重量为 50 公斤,标准差为 5 公斤。若用最大载重量为 5000 公斤的汽车承运 二、人 8 分)一生产线生产的产品成箱包装,每箱的重量是随机的,设每箱 MASK

1. 求 X, Y 的联合概率分布列以及边缘概率分布列; がないでア(1-ア)では、アース 的条件分布列; 并判断 X, Y - X 是否?
 2. 求在已知 X = 6 的条件下、Y - X 的条件分布列; 并判断 X, Y - X 是否?

P()-x=w)= - p)m-p.

3. 求 EX 和 EY; 声

4. 求 X, Y 的相关系数,

四、(18分,每间3分)设二维随机向量(X,Y)的联合概率密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} C(x+y), & \text{若} 0 < x < 1 \text{且} 0 < y < 1; \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$$

水の的値;

求 X 和 Y 的边缘概率密度函数,并判断 X,Y 是否独立,求 $E(X^mY^n)$, 其中 m,n 是非负整数;

求使得 $E(Y-aX)^2$ 达到最小值时的 a 值

求条件期望 E(Y|X);

其中 θ > 0 是未知参数。 🖟 - 33 五、(20分,每间4分)设 $X_1,...,X_n$ 是来自总体 $U(-\sqrt{\theta},\sqrt{\theta})$ 的简单随机

 \mathcal{N}_1 . 求 θ 的矩估计量 $\hat{ heta}_1$,以及当样本容量 $n o \infty$ 时 $\hat{ heta}_1$ <u>的渐近分布</u>;

/2. 求 θ 的极大似然估计量 $\hat{\theta}_2$;

3. 求常数 c_1, c_2 使得 $n_1 = c_1 \hat{\theta}_1$ 和 $n_2 = c_2 \hat{\theta}_2$ 均为 θ 的无偏估计;

上述两个无偏估计 n₁ 和 n₂ 中,哪一个更有效性?

问: $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 是不是 θ 的相合估计? 为什么?

A 巻第2页/共2页

2006-2007 学年秋季学期概率论与数理统计

试题答案和评分标准

															AB I
1	A11	A10	A9		A8	A7	A6		A5	A4	A3	A2	A1	号頤	· 公
	1/2 , B	A , $N(0,B-A^2)$	N(0,1) , 1.1645	$(e^{-z} + e^{-z/2})/2, z > 0$	$1-(e^{-z}+e^{-z/2})/2, z>0$,	3.92, 0.921	[4.412, 5.588]	an	n, $(n+1)/2$	C	1.4 , 3/7	19/27, 4/9	В	答案	
[B11	B10	В9		B8	В7	В6		B5	B4	B3	B2	B1	是國	
	1/2, B	A , $N(0, B-A^2)$	[4.412, 5.588]		n, (n+1)/2	C	N(0,1) , 1.1645	$(e^{-z} + e^{-z/2})/2, z > 0$	$1 - (e^{-z} + e^{-z/2})/2, z > 0$	3.92 , 0.921	1.4 , 3/7	19/27 , 4/9	В	答案	

/2, z > 0, $\frac{1}{2}, z > 0$

2

AB二 设 X1,...,X, 是各箱重量,它们独立同分布,不超载的概率为

$$P(X_1 + \dots + X_n \le 5000) \ge 0.977 = \Phi(2)$$

由中心极限定理知对充分大的 n,

$$P\left(\frac{X_1+\cdots+X_n-n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\leq \frac{5000-50n}{5\sqrt{n}}\right)\approx \Phi\left(\frac{5000-50n}{5\sqrt{n}}\right),$$

其中,
$$\mu = EX_1 = 50$$
 公斤, $\sigma = \sqrt{DX_1} = 5$ 公斤。因此,当
$$\frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}} > 2,$$

$$25n^2 - 5001n + 25 \times 10^4 > 0$$
, $5000 - 500n > 0$,

醤

$$\frac{5001 - \sqrt{5001^2 - 4 \times 25^2 \times 10^4}}{50} = \frac{5001 - \sqrt{5001 + 5000}}{50} \approx \frac{5001 - 100}{50} = 98.02,$$

简,不超载的概率大于 0.977。

答案第1页/共5页

$A \equiv B \boxtimes (1) X 服从几何分布 <math>G(p)$, 分布列为

$$P(X = k) = pq^{k-1}, \qquad k = 1, 2, \dots$$

Y的概率分布列为

$$P(Y=n) = C_{n-1}^1 p^2 q^{n-2} = (n-1)p^2 q^{n-2}, \qquad n=2,3,\dots$$

联合概率分布为

$$P(X = k, Y = n) = p^2 q^{n-2}, \qquad k = 1, 2, ..., n-1; n = 2, 3,$$

$$P(Y - X = n | X = k) = \frac{P(X = k, Y = n + k)}{P(X = k)} = \frac{p^2 q^{n+k-2}}{p q^{k-1}} = p q^{n-1}.$$

即在已知 X = k 发生的条件下, Y - X 服从几何分布 G(p).

(3) 由(2) 知, X=k时Y-X的条件分布与k无关, 所以Y-X与X独立。

$$P(X=k,Y-X=n) = P(X=k,Y=n+k) = p^2q^{n+k-2} = pq^{k-1} \cdot pq^{n-1}, \quad \forall k, n \ge 1,$$

所以X与Y-X独立

4

$$EX = \sum_{k=1}^{\infty} kpq^{k-1} = \frac{1}{p},$$

$$EY = EX + E(Y - X) = \frac{2}{p}.$$

$$\begin{split} DX &= EX(X-1) + EX - (EX)^2 = \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)pq^{k-1} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} \\ &= \frac{2pq}{p^3} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{q}{p^2}, \\ DY &= D[X + (Y-X)] = DX + D(Y-X) = \frac{2q}{p^2}, \\ \operatorname{Cov}(X,Y) &= \operatorname{Cov}(X,X) + \operatorname{Cov}(X,Y-X) = DX = \frac{q}{p^2}, \end{split}$$

$$r_{X,Y} = \frac{\operatorname{Cov}(X,Y)}{\sqrt{DX \cdot DY}} = \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

于是