

第二篇 数 理 统 计

第六章 数理统计的基本概念【数学 1, 3】

2009 考试内容 (本大纲为数学 1, 数学 3 需要根据大纲作部分增删)

总体 个体 简单随机样本 统计量 样本均值 样本方差和样本矩 χ^2 分布 t 分布 F 分布 分位数
正态总体的常用抽样分布

考试要求

1. 理解总体、简单随机样本、统计量、样本均值、样本方差及样本矩的概念, 其中样本方差定义为

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

2. 了解 χ^2 的分布、t 分布和 F 分布的概念及性质, 了解上侧 α 分位数的概念并会查表计算。

3. 了解正态总体的常用抽样方法。

本章导读 3 大分布 8 类枢轴量。

一、总体和样本

实际工程中, 常常需要检测产品的某一个 (或多个) 数量指标 (如研究 100 瓦灯泡的寿命这一数量指标)。需要检测产品的全体称为**总体** (如 6000 个 100 瓦的灯泡), 一个灯泡的寿命检测数据记为 X ; 总体中的某一元素称为**样品**或**个体** (如一个 100 瓦灯泡)。我们不可能把全部 6000 个灯泡都测试, 所以, 需要从总体 (6000 个灯泡) 中随机抽取 n 个 (如取 $n=50$) 样品组成**样本**, 称为**抽样**, n 称为**样本容量**, 并把样本看成是 n 个相互独立且具有完全相同分布的随机变量 (以后简称 “独立同”), 记为 $(X_1, X_2, \dots, X_{50})$, 称为**简单随即样本**。显然, 如果测试还没开始, 则 $(X_1, X_2, \dots, X_{50})$ 就是一个 50 维随机变量, 如果测试已经完成, 则 $(X_1, X_2, \dots, X_{50})$ 就对应有一组具体值 $(x_1, x_2, \dots, x_{50})$, 称为**样本观察值**, 即**样本值**。

样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 每次测试的所有可能值的全体称**样本空间**, 记为 Ω , 一次测试所得的一组样本观察值 (x_1, x_2, \dots, x_n) 是 Ω 中的一个**样本点**, 容量为 n 的简单随机样本的数字特征及分布就代表了总体的特性, 例如, 研究 50 个灯泡的寿命就能代表 6000 个灯泡的寿命。

注意, 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则 $Y_1 = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 和 $Y_2 = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 也相互独立。

二、样本函数和样本统计量

1. **统计量** 不含任何未知参数的 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 函数形式为样本统计量, $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为相应样本值; 含任何未知参数的 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 就称为**样本函数**。统计量与样本函数一般在测试前后可以相互转化角色。

如把样本观测值 (x_1, x_2, \dots, x_n) 按照顺序排列成 $(x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)})$, 其中 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$, 记取值为

$x_{(k)}$ 的样本分量为 $X_{(k)}$, 则称 $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ 为**顺序统计量**。

如最大顺序统计量与最小顺序统计量为:

$$U = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \Rightarrow F_U(u) = [F_X(u)]^n \Rightarrow f_U(u) = n f_X(u) [F_X(u)]^{n-1}$$

$$V = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \Rightarrow F_V(v) = 1 - [1 - F_X(v)]^n \Rightarrow f_V(v) = n f_X(v) [1 - F_X(v)]^{n-1}$$

2. 样本矩 (也是一种样本函数, 注意 n 是变量, \bar{X} 是随机变量)

● 原点矩: $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$; ● 中心矩: $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$

3. 常用样本函数

① 样本均值 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 为样本一阶原点矩。

② 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right]$

注意区别于数字特征中的方差 σ^2 , σ^2 只是某一个随机变量 X_i 的方差, 而 S^2 是 n 个 X_i 的联合分布函数的方差。另外, 严格地说, S^2 不是矩。

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right]}$

④ 二阶样本中心矩 $B_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right] = \frac{n-1}{n} S^2$ 与样本方差 S^2 是不同的概念。

相应统计量的观察值形式同上。

⑤ 样本函数中的必需记住的数字特征

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= \mu; & D(\bar{X}) &= \frac{\sigma^2}{n} \\ E(S^2) &= \sigma^2; & D(S^2) &= \frac{2\sigma^4}{n-1} \\ E(B_2) &= E(S^{*2}) = E\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2; & D(B_2) &= D\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 \frac{2\sigma^4}{n-1} = \frac{2(n-1)\sigma^4}{n} \end{aligned}$$

4. 经验 (样本) 分布函数

设样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X , 则经验分布函数定义为

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \{(X_1, X_2, \dots, X_n) \text{ 中小于或等于 } x \text{ 的个数}\} = \frac{k}{n}$$

【例 1】设从总体 X 中取容量为 3 的样本, 样本观察值为 1, 1, 2。试求样本的经验分布函数 $F_3(x)$ 。

解: 由经验分布函数的定义可知

$$F_3(x) = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ \frac{2}{3}, & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases} \quad \text{一般地 } F_5(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(1)} \\ \frac{k}{n}, & x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)} \\ 1, & x \geq x_{(k)} \end{cases}$$

评注 常用的经验分布函数有 $\chi^2(n)$ 、 $t(n)$ 和 $F(n_1, n_2)$ 三种抽样分布。

三、三种抽样分布

1. $\chi^2(n)$ 分布

设 $\{X_i\}$ 独立同, $X_i \sim N(0,1)$, 则 $Z = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$ 。

(1) 可加性 $\chi^2(n_1) + \chi^2(n_2) + \cdots \sim \chi^2(n_1 + n_2 + \cdots)$

(2) 期望与方差 $E[\chi^2(n)] = n; D[\chi^2(n)] = 2n$

证明: 由于 $X_i \sim N(0,1) \Rightarrow E(X_i) = 0; DX_i = 1$

$$EX_i^2 = D(X_i) + (EX_i)^2 = 1 \quad (i=1, 2, \cdots, n)$$

$$EX_i^4 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

$$DX_i^2 = EX_i^4 - (EX_i^2)^2 = 3 - 1 = 2$$

$$E[\chi^2(n)] = E\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \sum_{i=1}^n EX_i^2 = n$$

$$D[\chi^2(n)] = D\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \sum_{i=1}^n DX_i^2 = 2n$$

(4) 上分位点: $\chi_\alpha^2(n)$ 定义为 $\chi^2(n)$ 分布的分位点, 则 $P\{\chi^2(n) \geq \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{+\infty} f_{\chi^2(n)}(x) dx = \alpha$ 。

上分位点的特点是对应分布函数图形 $\chi_\alpha^2(n)$ 点的右边面积, 对 $t(n)$ 和 $F(n_1, n_2)$ 分布有类似的结论。

2. $t(n)$ 分布

设 $\{X_i\}$ 独立同分布, $X_i \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi^2(n)$; X 和 Y 独立, 则 $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$

(1) t 分布密度函数当 $n \rightarrow \infty \Rightarrow f_{t(n)}(x) \rightarrow N(0,1)$

(2) 上分位点: $t_\alpha(n)$ 定义为 $t(n)$ 分布的分位点, 则 $P\{t(n) \geq t_\alpha(n)\} = \int_{t_\alpha(n)}^{+\infty} f_t(x) dx = \alpha$

(3) 性质: T 分布具有对称性, $t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$; $n > 45$ 时, $t_\alpha(n) \approx Z_\alpha$

其中 Z_α 为标准正态分布的下分位点, 即 $P\{\Phi(x) \leq Z_\alpha\} = \int_{-\infty}^{Z_\alpha} N(0, 1) dx = \alpha$

3. $F(m, n)$ 分布

设 X, Y 相互独立, $X \sim \chi^2(m)$; $Y \sim \chi^2(n)$; 则 $F = \frac{X/m}{Y/n} \sim F(m, n)$

评注 特别地, $m = n = 1 \Rightarrow F(1, 1) = \frac{1}{\pi(1+x)\sqrt{x}}$ 。

【例 2】假定 (X_1, X_2) 来自正态整体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ 的一个样本, 求 $P\left[\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 4\right]$ 。

解: $X_i \sim N(0, \sigma^2) \Rightarrow X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2); X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$

$$\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1); \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow \left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1); \left(\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1)$$

$$\Rightarrow \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} = \frac{\left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2}{\left(\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2} \sim F(1, 1) = \frac{1}{\pi(1+x)\sqrt{x}} \Rightarrow P\left[\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 4\right] = \int_0^4 \frac{1}{\pi(1+x)\sqrt{x}} dx = \frac{2}{\pi} \arctan 2.$$

① 上分位点 $F_\alpha(n, m)$ 定义为 $F(m, n)$ 分布的分位点, 则 $P\{F \geq F_\alpha(n, m)\} = \int_{F_\alpha(n, m)}^{+\infty} f_F(x) dx = \alpha$

② 性质 $F_{1-\alpha}(n, m) = \frac{1}{F_\alpha(m, n)}; F(n, m) = \frac{1}{F(m, n)}$

$$X \sim t(n) \Rightarrow X^2 \sim F(1, n); X \sim F(n, m) \Rightarrow \frac{1}{X} \sim F(m, n)$$

● 证明结论 $t^2(n) \sim F(1, n)$ 如下

$$U \sim N(0, 1), V \sim \chi^2(n); T = \frac{U}{\sqrt{V/n}} \sim t(n)$$

$$T^2 = \frac{U^2}{V/n}; \text{而 } U^2 \sim \chi^2(1) \text{ 时 } \Rightarrow T^2 \sim F(1, n) \Rightarrow t^2(n) \sim F(1, n)$$

● 证明结论 $F_{1-\alpha}(n, m) = \frac{1}{F_\alpha(m, n)}$ 如下:

$$P\{X \geq F_{1-\alpha}(m, n)\} = 1 - \alpha \Rightarrow P\left\{\frac{1}{X} \leq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - \alpha \Rightarrow P\left\{\frac{1}{X} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha$$

$$\text{又根据分位数的定义, } \xrightarrow{X \sim F(m, n) Y = \frac{1}{X} \sim F(n, m)} P\left\{\frac{1}{X} \geq F_\alpha(n, m)\right\} = \alpha$$

而连续分布对一点的概率取值为零, 则

$$P\left\{\frac{1}{X} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = P\left\{\frac{1}{X} \geq F_\alpha(n, m)\right\} \Rightarrow F_\alpha(n, m) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}$$

智轩第 10 技 8 大枢轴量贯穿考研数学数理统计的全部考点, 务必理解牢记。

单正态 4 分布。知方差 标准型;

未知方差 t 差 1; 知期望 χ^2 (卡平方) ;

未知期望 χ^2 (卡) 减 1。双正态 估差比;

知方差 与单同; 未知方差 t 减 2;

知期望 用 F ; 未知期望 F 差 1。

含 S , 具特征; 每个容量减去 1。

四、数理统计中 8 大样本函数的分布 (枢轴量) 的详细证明

1. 单个正态总体

设 $\{X_n\} \sim N(\mu, \sigma^2)$ 为一系列简单随机样本, 则有

(1) 若 σ 已知, 需要估计 μ 的范围, 则使用枢轴量 $\boxed{\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}); \quad \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)}$

证明一: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu; \quad D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}. \quad \text{结论得证。}$$

证明二: $E\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = \frac{\sqrt{n}}{\sigma} E(\bar{X} - \mu) = 0;$

$$D\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = \frac{n}{\sigma^2} D(\bar{X} - \mu) = \frac{n}{\sigma^2} [E(\bar{X} - \mu)^2 - E^2(\bar{X} - \mu)]$$

$$= \frac{n}{\sigma^2} [E(\bar{X}^2 + \mu^2 - 2\mu\bar{X}) - 0] = \frac{n}{\sigma^2} (E\bar{X}^2 + \mu^2 - 2\mu^2) = \frac{n}{\sigma^2} (E\bar{X}^2 - \mu^2) = \frac{n}{\sigma^2} [(\mu^2 + \frac{\sigma^2}{n}) - \mu^2] = 1.$$

评注 公式 ① 是标准化正态随机变量的方法, 也是确定复合随机变量分布的基础。

(2) 若 μ 未知, 需要估计 σ 的范围, 则使用枢轴量

$$\boxed{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n-1); \quad \text{且 } \bar{X} \text{ 与 } S^2 \text{ 独立}} \quad (\bar{X} \text{ 是随机变量})$$

证明: 已知 $X_i (i=1, 2, \dots, n) \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且相互独立,

令 $Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma} (i=1, 2, \dots, n) \Rightarrow Y_1, Y_2, \dots, Y_n \sim N(0, 1)$, 且相互独立。

作下列正交变换:
$$\begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \\ \vdots \\ Z_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{n}} & \frac{1}{\sqrt{n}} & \cdots & \frac{1}{\sqrt{n}} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & c_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}$$

正交变换不改变向量组的秩, 由于 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 相互独立, 则 Z_1, Z_2, \dots, Z_n 相互独立, 且都服从 $N(0, 1)$ 。

$$\text{记 } \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\mu}{\sigma} = \frac{\bar{X}}{\sigma} - \frac{1}{n} \cdot n \cdot \frac{\mu}{\sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \Rightarrow \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu}{\sigma} = n \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}$$

$$\text{由上述变换矩阵等式易得: } Z_1 = \frac{1}{\sqrt{n}} Y_1 + \frac{1}{\sqrt{n}} Y_2 + \cdots + \frac{1}{\sqrt{n}} Y_n = \sqrt{n} \bar{Y} \sim N(0, 1) \Rightarrow \bar{Y} = \frac{Z_1}{\sqrt{n}}$$

$$\text{正交变换不改变向量的长度} \Rightarrow \sum_{i=1}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^n Z_i^2, \text{ 所以}$$

$$\begin{aligned}
\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} - \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 - 2 \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right) \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right) \\
&= \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 + n \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 - 2n \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right) \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 - n \left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 \\
&= \sum_{i=1}^n Y_i^2 - n \bar{Y}^2 = \sum_{i=1}^n Z_i^2 - Z_1^2 = \sum_{i=2}^n Z_i^2 \sim \chi^2(n-1)
\end{aligned}$$

评注 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$ 有重要的应用价值, 如计算 $E(S^2)$; $D(S^2)$ 如下:

$$\because E(\chi^2(n-1)) = n-1, \quad D(\chi^2(n-1)) = 2(n-1)$$

$$\Rightarrow E(S^2) = \frac{\sigma^2}{n-1} E\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = \frac{\sigma^2}{n-1} E(\chi^2(n-1)) = \frac{\sigma^2}{n-1} \cdot (n-1) = \sigma^2$$

$$D(S^2) = \left[\frac{\sigma^2}{n-1} \right]^2 D\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = \left[\frac{\sigma^2}{\sigma^2} \right]^2 \cdot D(\chi^2(n-1)) = \left[\frac{\sigma^2}{n-1} \right]^2 \cdot 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

(3) 若 σ 未知, 需要估计 μ 的范围, 则使用枢轴量

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

证明: $\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} = \frac{\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{(n-1)\sigma^2}}} = \frac{N(0,1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n-1)}{n-1}}} \sim t(n-1)。$

(4) 若 μ 已知, 需要估计 σ 的范围, 则使用枢轴量

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

证明: $Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0,1); \quad \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 \sim \chi^2(n)。$

2. 两个正态总体 (X 和 Y 独立同分布)

$$X \sim N(\mu, \sigma_1^2), \quad \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i; \quad Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2), \quad \bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_i$$

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad S_2^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y})^2$$

(5) 若 σ_1^2, σ_2^2 已知, 需要估计 $\mu_1 - \mu_2$ 的范围, 则使用枢轴量

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \sim N(0,1)$$

证明: $\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2) \sim N\left[0, \frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}\right] \Rightarrow \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \sim N(0,1)$

(6) 若 σ_1^2, σ_2^2 未知, 但 $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$ 时, 需要估计 $\mu_1 - \mu_2$ 的范围, 则使用枢轴量

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} \sim t(n+m-2) \xrightarrow{\text{当 } m=n} \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2 + S_2^2}{n}}} \sim t(2n-2)$$

证明: $\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2) \sim N\left[0, \sigma^2\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)\right]$

$$\begin{aligned} \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} &= \frac{N\left[0, \sigma^2\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)\right]}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} = \frac{N\left[0, \sigma^2\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)\right]}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}}} \\ &= \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n-1)\sigma^2 + \chi^2(m-1)\sigma^2}{n+m-2}}} = \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n-1) + \chi^2(m-1)}{n+m-2}}} = \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n+m-2)}{n+m-2}}} \sim t(n+m-2) \end{aligned}$$

(7) 如 μ_1, μ_2 已知, 需要估计 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的范围, 则使用枢轴量

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_1)^2}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_2)^2} \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n, m)$$

$$\text{证明: } \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_1)^2}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_2)^2} \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_1)^2}{n\sigma_1^2}}{\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_2)^2}{m\sigma_2^2}} = \frac{\frac{\chi^2(n)}{n}}{\frac{\chi^2(m)}{m}} \sim F(n, m)$$

根据 F 分布的意义, 可以推知 $\begin{cases} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_1)^2 / \sigma_1^2 \sim \chi^2(n) \\ \sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_2)^2 / \sigma_2^2 \sim \chi^2(m) \end{cases}$

(8) 如 μ_1, μ_2 未知, 需要估计 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的范围, 则使用枢轴量

$$\frac{S_1^2 \sigma_2^2}{S_2^2 \sigma_1^2} \sim F(n-1, m-1)$$

$$\text{证明: } \frac{S_1^2 \sigma_2^2}{S_2^2 \sigma_1^2} = \frac{\frac{(n-1)S_1^2}{(n-1)\sigma_1^2}}{\frac{(m-1)S_2^2}{(m-1)\sigma_2^2}} = \frac{\frac{\chi^2(n-1)}{n-1}}{\frac{\chi^2(m-1)}{m-1}} \sim F(n-1, m-1)$$

五、题型题法

智轩第 11 技 量纲法求复合统计量的分布函数。

3 种抽样源正态; 量纲法则判类型。

根据定义凑模式; 标准变量容量值。

■ $\chi^2(n)$ 分布题型题法

【例 3】 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 求 $n\bar{X}^2 + (n-1)S^2$ 的分布。

解: $X_i \sim N(0, 1) \Rightarrow \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right) \Rightarrow n\bar{X}^2 = \left(\frac{\bar{X}}{\sqrt{1/n}}\right)^2 \sim \chi^2(1)$

$$(n-1)S^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)S^2}{1^2} \sim \chi^2(n-1) \Rightarrow n\bar{X}^2 + (n-1)S^2 = \chi^2(1) + \chi^2(n-1) = \chi^2(n)$$

【例 4】设 x_1, x_2, x_3, x_4 来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, 求 a, b , 使得

$$X = a(x_1 - 2x_2)^2 + b(3x_3 - 4x_4)^2 \sim \chi^2.$$

解: $X = a(x_1 - 2x_2)^2 + b(3x_3 - 4x_4)^2 = [\sqrt{a}(x_1 - 2x_2)]^2 + [\sqrt{b}(3x_3 - 4x_4)]^2$

$$\sqrt{a}(x_1 - 2x_2) \sim N\left[0, (\sqrt{a} \cdot 2)^2 + (2\sqrt{a} \cdot 2)^2\right] = N[0, 20a] \Rightarrow a = \frac{1}{20}$$

$$\sqrt{b}(3x_3 - 4x_4) \sim N\left[0, (3\sqrt{b} \cdot 2)^2 + (4\sqrt{b} \cdot 2)^2\right] = N[0, 100a] \Rightarrow b = \frac{1}{100}$$

$$X \sim \chi^2(2)$$

【例 5】设 $Q = aX_1^2 + b(X_2 + X_3)^2 + c(X_4 + X_5 + X_6)^2 + d(X_7 + X_8 + X_9 + X_{10})$ 服从 χ^2 分布, 其中

$\{X_i\} \sim N(0, 2^2)$, 求 a, b, c, d 和自由度 m 。

解: $X_1 \sim N(0, 2^2) \Rightarrow \frac{1}{\sigma} X_1 = \frac{1}{2} X_1 \sim N(0, 1) \Rightarrow \frac{1}{4} X_1^2 \sim \chi^2(1)$

同理 $X_2 + X_3 \sim N(0, 8), X_4 + X_5 + X_6 \sim N(0, 12), X_7 + X_8 + X_9 + X_{10} \sim N(0, 16)$

$$\frac{1}{8}(X_2 + X_3)^2 \sim \chi^2(1); \quad \frac{1}{12}(X_4 + X_5 + X_6)^2 \sim \chi^2(1); \quad \frac{1}{16}(X_7 + X_8 + X_9 + X_{10})^2 \sim \chi^2(1)$$

由 $\chi^2(n)$ 的可加性知 $Q \sim \chi^2(4)$

所以 $a = \frac{1}{4} \quad b = \frac{1}{8} \quad c = \frac{1}{12} \quad d = \frac{1}{16} \quad m = 4$

【例 6】 $X \sim N(0, 1), Y = (X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2, CY \sim \chi^2$ 。求 C 。

解: $X_1 + X_2 + X_3 \sim N(0, 3) \Rightarrow \frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$

$$X_4 + X_5 + X_6 \sim N(0, 3) \Rightarrow \frac{X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow CY &= C(X_1 + X_2 + X_3)^2 + C(X_4 + X_5 + X_6)^2 \\ &= C \times 3 \left[\left(\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}} \right)^2 + \left(\frac{X_4 + X_5 + X_6}{\sqrt{3}} \right)^2 \right] \sim \chi^2(2) \Rightarrow C = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

【例 7】设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 且 $X = a \sum_{i=1}^4 X_i^2 + b(X_1 X_2 + X_3 X_4) \sim \chi^2(n)$,

求 a, b 的值。

解: $X \sim \chi^2(n)$, 则 $a \sum_{i=1}^4 X_i^2 + b(X_1 X_2 + X_3 X_4)$ 必可以配成平方和形式。

当 $b=0$, $X = a \sum_{i=1}^4 X_i^2$ 要保证归一化, 必须 $a=1$, 这时 $X = \sum_{i=1}^4 X_i^2 \sim \chi^2(4)$;

$$\begin{aligned} \text{当 } b=1, a=2, X &= \sum_{i=1}^4 \left(\frac{X_i}{\sqrt{2}} \right)^2 + 2 \left(\frac{X_1}{\sqrt{2}} \cdot \frac{X_2}{\sqrt{2}} + \frac{X_3}{\sqrt{2}} \cdot \frac{X_4}{\sqrt{2}} \right) = \left(\frac{X_1}{\sqrt{2}} + \frac{X_2}{\sqrt{2}} \right)^2 + \left(\frac{X_3}{\sqrt{2}} + \frac{X_4}{\sqrt{2}} \right)^2 \\ &= \left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \right)^2 + \left(\frac{X_3 + X_4}{\sqrt{2}} \right)^2 \sim \chi^2(2). \end{aligned}$$

■ $t(n)$ 分布题型题法

【例 8】设 (X_1, X_2) 是来自整体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ 的样本, 求 $\frac{X_1 + X_2}{|X_1 - X_2|}$ 的分布。

解: $E(X_1 + X_2) = 0$; $D(X_1 + X_2) = 2 \Rightarrow \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$

$$E(X_1 - X_2) = 0; D(X_1 - X_2) = 2 \Rightarrow \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$$

$$\Rightarrow \frac{X_1 + X_2}{|X_1 - X_2|} = \frac{\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}}}{\sqrt{\left(\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}} \right)^2}} = \frac{\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}}}{\sqrt{\frac{(X_1 - X_2)^2}{2}}} \sim \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(1)}{1}}} \sim t(1)$$

【例 9】设 X, Y 相互独立, 都服从 $N(0, 3^2)$, 则统计量 $U = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_9}{\sqrt{y_1^2 + y_2^2 + \dots + y_9^2}}$ 服从什么分布。

解: U 的分子是 N 分布, 分母是 $\sqrt{\chi^2}$ 分布, 则 U 必是 T 分布。

根据 T 分布定义, 需要把分子和分母标准化 $N(0, 1)$, 这需要利用公式①

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{9} \sim N(0, 1); \quad \frac{Y_i}{3} \sim N(0, 1) \Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^9 Y_i^2}{9} = \sum_{i=1}^9 \left(\frac{Y_i}{3}\right)^2 \sim \chi^2(9)$$

$$U = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_9}{\sqrt{y_1^2 + y_2^2 + \cdots + y_9^2}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{9}}{\frac{1}{3} \times \sqrt{\sum_{i=1}^9 \left(\frac{Y_i}{3}\right)^2}} \sim \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(9)}{9}}} = t(9)。$$

【例 10】设 $X \sim$ 正态分布, 又设 $X_{n+1} \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且 X_{n+1} 与 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 求

$$T = \frac{x_{n+1} - \bar{x}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \text{ 的分布。}$$

解: 含有 S , 可以预计容量应该是 $n-1$, 分子量纲为 N 分布, 分母 $S = \sqrt{S^2}$ 相当于 χ^2 , 根据量纲法, 可以推知结果是 t 分布。

$$\begin{aligned} x_{n+1} - \bar{x} &\sim N\left(0, \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n}\right) = N\left(0, \frac{n+1}{n}\sigma^2\right) \Rightarrow \frac{x_{n+1} - \bar{x}}{\sqrt{\frac{n+1}{n}\sigma^2}} = \frac{x_{n+1} - \bar{x}}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{n+1}{n}}} \sim N(0, 1) \\ T &= \frac{x_{n+1} - \bar{x}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} = \frac{\frac{x_{n+1} - \bar{x}}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{n+1}{n}}} \cdot \sigma}{\frac{S}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{n+1}{n}}}} = \frac{\frac{x_{n+1} - \bar{x}}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{n+1}{n}}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{n-1}}} = \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n-1)}{n-1}}} \sim t(n-1) \end{aligned}$$

【例 11】设 $x_1, x_2, \dots, x_n \sim N(\mu, \sigma^2)$, 记 $S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, $S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$,

$$S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2, \quad S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2。 \text{ 则下列正确的是 ()。}$$

$$(A) \quad t(n-1) = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_1}{\sqrt{n-1}}}$$

$$(B) \quad t(n-1) = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_2}{\sqrt{n-1}}}$$

$$(C) \quad t(n-1) = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_3}{\sqrt{n}}}$$

$$(D) \quad t(n-1) = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_4}{\sqrt{n}}}$$

解: 由于容量为 $(n-1)$ 的分布含样本方差, 而 S_1^2, S_2^2 是样本方差, S_3^2, S_4^2 不是, 故立即可以否定 $(C), (D)$ 。

又只有 S_1^2 才是标准的样本方差, 由标准的 $t(n-1) = \frac{\bar{x} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ 推知 (A) 不对。故选 (B) 。事实上

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S_2}{\sqrt{n-1}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{n-1}{n} \cdot \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

【例 12】 $\{X_i\}$ 是来自正态整体 X 的简单随机样本, 已知 $Y_1 = \frac{1}{6}(X_1 + X_2 + \cdots + X_6)$,

$$Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9), S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^9 (X_i - Y_2)^2. \text{ 求 } Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} \text{ 分布.}$$

解: $E(Y_1 - Y_2) = E(Y_1) - E(Y_2) = \frac{1}{6}E(X_1 + X_2 + \cdots + X_6) - \frac{1}{3}E(X_7 + X_8 + X_9) = 0$

$$D(Y_1 - Y_2) = D(Y_1) + D(Y_2) = \frac{1}{36}D(X_1 + X_2 + \cdots + X_6) + \frac{1}{9}D(X_7 + X_8 + X_9) = \frac{1}{36} \times 6\sigma^2 + \frac{1}{9} \times 3\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{2}$$

$$\Rightarrow Y_1 - Y_2 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{2}\right) \Rightarrow \frac{(Y_1 - Y_2) - 0}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{2}}} = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

$$\Rightarrow Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} \sim \frac{\frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{\sigma}}{\frac{S}{\sigma}} = \frac{N(0, 1)}{\frac{\sqrt{S^2}}{\sigma}} \sim \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{n-1}}} \sim \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n-1)}{n-1}}} \sim t(n-1) \quad (n=2, 3, \cdots)$$

■ $F(n_1, n_2)$ 分布题型题法

【例 13】 $X \sim N(0, 2^2)$, x_1, x_2, \cdots, x_{15} 来自 X 的简单随机样本, 则 $Y = \frac{x_1^2 + x_2^2 + \cdots + x_{10}^2}{2(x_{11}^2 + x_{12}^2 + \cdots + x_{15}^2)}$ 服从什么分布。

解: 分子量纲为 $N^2 \rightarrow \chi^2$ 分布, 分母量纲为也为 $N^2 \rightarrow \chi^2$ 分布, 根据量纲法, 可以推知结果是 F 分布。

下面具体计算如下

$$Y = \frac{x_1^2 + x_2^2 + \cdots + x_{10}^2}{2(x_{11}^2 + x_{12}^2 + \cdots + x_{15}^2)} = \frac{1}{2} \cdot \frac{\left(\frac{x_1}{2}\right)^2 + \left(\frac{x_2}{2}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{x_{10}}{2}\right)^2}{\left(\frac{x_{11}}{2}\right)^2 + \left(\frac{x_{12}}{2}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{x_{15}}{2}\right)^2} \sim \frac{1}{2} \cdot \frac{\chi^2(10)}{\chi^2(5)} \sim \frac{\frac{\chi^2(10)}{10}}{\frac{\chi^2(5)}{5}} \sim F(10, 5).$$

【例 14】 $X \sim t(n)$, 求 $\frac{1}{X^2}$ 的分布。

$$\text{解: } X \sim t(n) \Rightarrow X \sim \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(n)}{n}}} \Rightarrow \frac{1}{X^2} \sim \frac{1}{\frac{n}{N^2(0, 1)}} \sim \frac{\chi^2(n)}{n} \sim \frac{\frac{\chi^2(n)}{n}}{\frac{\chi^2(1)}{1}} \sim F(n, 1).$$

■ 抽样分布综合题型题法

【例 15】 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自总体 $N(1, 1)$ 的简单随机样本, 求 $E\left\{\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)\left[\sum_{j=1}^n X_j^2 - \frac{1}{n}\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)^2\right]\right\}$ 。

$$\text{解: 根据 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i = n\bar{X}; \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{j=1}^n X_j^2 - n\bar{X}^2\right)$$

而 \bar{X} 和 S^2 相互独立, $X_i \sim N(1, 1) \Rightarrow E\bar{X} = 1, ES^2 = 1$

$$\begin{aligned} \Rightarrow E \left\{ \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) \left[\sum_{j=1}^n X_j^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{k=1}^n X_k \right)^2 \right] \right\} &= E \left\{ n\bar{X} \left[\sum_{j=1}^n X_j^2 - \frac{1}{n} (n\bar{X})^2 \right] \right\} \\ &= E \left\{ n\bar{X} \left[\sum_{j=1}^n X_j^2 - n\bar{X}^2 \right] \right\} = E \{ n\bar{X} \cdot (n-1)S^2 \} = n(n-1). \end{aligned}$$

【例 16】 $X_1, X_2, \dots, X_n (n \geq 2)$ 为来自 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 则下列哪个正确。

(A) $n\bar{X} \sim N(0, 1)$

(B) $nS^2 \sim \chi^2(n)$

(C) $\frac{(n-1)\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$

(D) $\frac{(n-1)X_1^2}{\sum_{i=2}^n X_i^2} \sim F(1, n-1)$

解: 选(D)

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X} - 0}{\frac{1}{\sqrt{n}}} = \sqrt{n}\bar{X} \sim N(0, 1), \text{ 故排除(A);}$$

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X} - 0}{\frac{1}{\sqrt{n}}} = \frac{\sqrt{n}\bar{X}}{S} \sim t(n-1), \text{ 故排除(C);}$$

$$\frac{(n-1)S^2}{1^2} = (n-1)S^2 \sim \chi^2(n-1) \not\sim nS^2 \sim \chi^2(n), \text{ 故排除(B);}$$

$$\frac{(n-1)X_1^2}{\sum_{i=2}^n X_i^2} = \frac{X_1^2}{\frac{\sum_{i=2}^n X_i^2}{n-1}} \sim \frac{\chi^2(1)}{\frac{\chi^2(n-1)}{n-1}} \sim F(1, n-1), \text{ 故(D)正确。}$$

【例 17】设总体 $X \sim N(0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_{2n} 是来自总体的简单随机样本, 求下列分布。

$$(1) Y_1 = \frac{\sqrt{2n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^{2n} X_i^2}}; \quad (2) Y_2 = \frac{(2n-3)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{3\sum_{i=4}^{2n} X_i^2}; \quad (3) Y_3 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{2n} X_i^2 + \sum_{i=1}^n X_{2i-1}X_{2i}$$

解: $(1) Y_1 = \frac{\sqrt{2n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^{2n} X_i^2}} = \frac{X_1}{\sqrt{\frac{\sum_{i=2}^{2n} X_i^2}{2n-1}}} \sim \frac{N(0,1)}{\sqrt{\frac{\chi^2(2n-1)}{2n-1}}} \sim t(2n-1)$

$$(2) Y_2 = \frac{(2n-3)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{3\sum_{i=4}^{2n} X_i^2} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^3 X_i^2}{3}}{\frac{\sum_{i=4}^{2n} X_i^2}{2n-3}} \sim \frac{\frac{\chi^2(3)}{3}}{\frac{\chi^2(2n-3)}{2n-3}} \sim F(3, 2n-3)$$

$$\begin{aligned}
 (3) Y_3 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{2n} X_i^2 + \sum_{i=1}^n X_{2i-1} X_{2i} \\
 &= \frac{1}{2} (X_1^2 + \cdots + X_{2n}^2) + X_1 X_2 + X_3 X_4 + \cdots + X_{2n-1} X_{2n} \\
 &= \frac{1}{2} (X_1 + X_2)^2 + \frac{1}{2} (X_3 + X_4)^2 + \cdots + \frac{1}{2} (X_{2n-1} + X_{2n})^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_{2i-1} + X_{2i}}{\sqrt{2}} \right)^2 \sim \sum_{i=1}^n [N_i(0,1)]^2 \sim \chi^2(n).
 \end{aligned}$$

【例 18】已知 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$

$$\text{求 } (1) \frac{(n-1)(S_1^2 + S_2^2)}{\sigma^2}; \quad (2) \frac{n[(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)]^2}{S_1^2 + S_2^2}.$$

$$\text{解: } (1) \frac{(n-1)(S_1^2 + S_2^2)}{\sigma^2} \sim \frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) + \chi^2(n-1) \sim \chi^2(2n-2)$$

$$\begin{aligned}
 (2) \frac{n[(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)]^2}{S_1^2 + S_2^2} &= \frac{\left[\frac{\bar{X} - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} - \frac{\bar{X} - \mu_2}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \right]^2}{\frac{(n-1)(S_1^2 + S_2^2)}{(n-1)\sigma^2}} \sim \frac{[N(0,2)]^2}{\frac{\chi^2(n-1) + \chi^2(n-1)}{(n-1)}} \\
 &\sim \frac{\left[\frac{N(0,2)}{\sqrt{2}} \right]^2}{\frac{\chi^2(2n-2)}{2(n-1)}} \sim \frac{\left[\frac{N(0,1)}{1} \right]^2}{\frac{\chi^2(2n-2)}{2(n-1)}} \sim F(1, 2n-2)
 \end{aligned}$$

【例 19】 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, S_1^2 和 S_2^2 独立, 求 $D(S_1^2 - 2S_2^2)$ 。

$$\text{解: } D(S_1^2 - 2S_2^2) = D(S_1^2) + 4D(S_2^2) = \frac{2\sigma^4}{n_1 - 1} + \frac{8\sigma^4}{n_2 - 1} = 2 \left(\frac{1}{n_1 - 1} + \frac{4}{n_2 - 1} \right) \sigma^4$$

【例 20】设 $X_1, X_2, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$, $d = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$, 求 Ed 和 Dd 。

解: 记 $Y_i = X_i - \mu$, 则 $Y_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

$$\begin{aligned}
 E|Y_i| &= \int_{-\infty}^{+\infty} |y| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy = 2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \int_0^{+\infty} ye^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma \\
 D|Y_i| &= EY_i^2 - (E|Y_i|)^2 = DY_i + (EY_i)^2 - \left(\sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma \right)^2 = \sigma^2 + 0 - \frac{2}{\pi} \sigma^2 = \left(1 - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \sigma^2 \\
 \Rightarrow Ed &= E \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu| \right) = \frac{1}{n} E \left(\sum_{i=1}^n |Y_i| \right) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma \\
 Dd &= D \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu| \right) = \frac{1}{n^2} D \left(\sum_{i=1}^n |Y_i| \right) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \left(1 - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \sigma^2 = \left(1 - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \frac{\sigma^2}{n}
 \end{aligned}$$

【例 21】已知 X 的密度函数 $f(x, \theta) = (\theta+1)x^\theta$ $\theta \geq 1$ ($0 \leq x \leq 1$) 未知, $\{X_i\}$ 独立同分布, 求:

(1) $\{X_i\}$ 的联合密度函数。

(2) 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$, $E(S^2)$, $D(S^2)$ 。

解: (1) $f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = \prod_{i=1}^n (\theta+1)x_i^\theta = (\theta+1)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^\theta$

$$(2) E(X) = \int_0^1 x(\theta+1)x^\theta dx = \frac{\theta+1}{\theta+2}; \quad E(X^2) = \int_0^1 x^2(\theta+1)x^\theta dx = \frac{\theta+1}{\theta+3}$$

$$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{\theta+1}{(\theta+3)(\theta+2)^2}$$

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n EX_i\right) = \frac{\theta+1}{\theta+2}$$

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{\theta+1}{n(\theta+3)(\theta+2)^2}$$

$$\begin{aligned} E(S^2) &= \frac{1}{n-1} E\left(\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE(\bar{X}^2)\right) = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (D(X_i) + E^2(X_i)) - n(D(\bar{X}) + E^2(\bar{X}))\right] \\ &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (D(X) + E^2(X)) - n(D(\bar{X}) + E^2(\bar{X}))\right] = \frac{\theta+1}{(\theta+3)(\theta+2)^2} \end{aligned}$$

$$D(S^2) = D\left(\frac{\sigma^2}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}\right) = \left(\frac{\sigma^2}{n-1}\right)^2 D\chi^2(n-1) = \left(\frac{\sigma^2}{n-1}\right)^2 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1} = \frac{2}{n-1} \left[\frac{\theta+1}{(\theta+3)(\theta+2)^2}\right]^4$$

评注 类比法求任意分布的 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$, $E(S^2)$, $D(S^2)$ 。

1. 对于正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 我们已经知道

$$E\bar{X} = \mu; \quad D\bar{X} = \frac{\sigma^2}{n}, \quad ES^2 = \sigma^2, \quad DS^2 = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

2. 对于其他分布。只要将相应的数字特征代入上述公式即可, 比如

$$\bullet X \sim P(\lambda) \Rightarrow E\bar{X} = \lambda; \quad D\bar{X} = \frac{\lambda}{n}, \quad ES^2 = \lambda, \quad DS^2 = \frac{2\lambda^2}{n-1}$$

$$\bullet X \sim E(\lambda) \Rightarrow E\bar{X} = \frac{1}{\lambda}; \quad D\bar{X} = \frac{1}{n\lambda^2}, \quad ES^2 = \frac{1}{\lambda^2}, \quad DS^2 = \frac{2}{(n-1)\lambda^2}$$

$$\bullet X \sim B(n, p) \Rightarrow E\bar{X} = np; \quad D\bar{X} = p(1-p), \quad ES^2 = np(1-p), \quad DS^2 = \frac{2[np(1-p)]^2}{n-1}$$

$$\bullet X \sim U(a, b) \Rightarrow E\bar{X} = \frac{a+b}{2}; \quad D\bar{X} = \frac{(b-a)^2}{12n}, \quad ES^2 = \frac{(b-a)^2}{12}, \quad DS^2 = \frac{(b-a)^4}{72(n-1)}$$

【例 22】设 \bar{X} 和 S^2 分别来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$, 容量为 n , 求 $\frac{n\bar{X}^2}{S^2}$ 的分布。

解: $\bar{X} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\bar{X}}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \chi^2(1)$

$$\frac{n\bar{X}^2}{S^2} = \frac{\left(\frac{\bar{X}}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2}{\frac{S^2}{\sigma^2}} = \frac{\chi^2(1)}{\frac{S^2}{\sigma^2}} = \begin{cases} \frac{\chi^2(1)}{\frac{(2-1)S^2}{\sigma^2}/1} \rightarrow \frac{\chi^2(1)}{\chi^2(1)} \sim F(1, 1), & n \leq 2 \\ \frac{\chi^2(1)}{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}/(n-1)} \rightarrow \frac{\chi^2(1)}{\chi^2(n-1)} \sim F(1, n-1), & n > 2 \end{cases}.$$

【例 23】设 X_1, X_2 是来自总体 X 的简单随机样本, $\bar{X} = \frac{1}{2}(X_1 + X_2)$, $S^2 = (X_1 - \bar{X})^2 + (X_2 - \bar{X})^2$, $Y = \sqrt{X_1 X_2}$, 求 (1) $X \sim E(\lambda)$, 求 EY ; (1) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $E(\bar{X}^2 S^4)$ 。

解: (1) $EY = E\sqrt{X_1 X_2} = E\sqrt{X_1} \cdot E\sqrt{X_2} = (E\sqrt{X})^2$

$$\begin{aligned} E\sqrt{X} &= \int_0^{+\infty} \sqrt{x} \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{\sqrt{x}=t}{dx=2t dt} \rightarrow 2\lambda \int_0^{+\infty} t^2 e^{-\lambda t^2} dt = \frac{t=\frac{u}{\sqrt{2\lambda}}}{\rightarrow} \\ &= \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\lambda}} \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} du = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\lambda}} ET^2 \xrightarrow{T \sim N(0, 1)} = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\lambda}} [DT + (EX)^2] = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\lambda}} \Rightarrow EY = \frac{\pi}{4\lambda} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) E(\bar{X}^2 S^4) &= E(\bar{X}^2) E(S^4) \xrightarrow{X \sim N(\mu, \frac{1}{2}\sigma^2)} = \left(\mu^2 + \frac{1}{2}\sigma^2\right) \sigma^4 E\left(\frac{S^2}{\sigma^2}\right)^2 = \sigma^4 \left(\mu^2 + \frac{1}{2}\sigma^2\right) E[\chi^2(1)]^2 \\ &= \sigma^4 \left(\mu^2 + \frac{1}{2}\sigma^2\right) (D\chi^2(1) + [E\chi^2(1)]^2) = \sigma^4 \left(\mu^2 + \frac{1}{2}\sigma^2\right) (2+1) = 3\sigma^4 \left(\mu^2 + \frac{1}{2}\sigma^2\right). \end{aligned}$$

■8 枢轴量基本题型题法

【例 24】设总体 X 服从 $N(62, 100)$, 为使样本均值大于 60 的概率不小于 0.95, 问 n 至少应取多大?

解: 已知 $\sigma^2 = 100$, 估计 μ , 使用枢轴量 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sqrt{n} \sim N(0, 1)$

$$P(\bar{X} > 60) = P\left\{\frac{\bar{X} - 62}{10} \sqrt{n} > \frac{60 - 62}{10} \sqrt{n}\right\} = 1 - P\left\{\frac{\bar{X} - 62}{10} \sqrt{n} \leq -0.2\sqrt{n}\right\}$$

根据独立同中心极限定理 $\approx 1 - [1 - \Phi(+0.2\sqrt{n})] = \Phi(0.2\sqrt{n}) \geq 0.95 \approx \Phi(1.64)$

$$\Rightarrow 0.2\sqrt{n} \geq 1.64 \Rightarrow n \geq 67.24 \quad \text{故 } n \text{ 至少取 } 68.$$

【例 25】灯泡使用寿命 $X \sim N(1000, \sigma^2)$, 随机抽取容量为 9 的样本, 测得了其均值与方差, 但事后只记

得 $S^2 = 100^2$, 试求 $P(\bar{X} > 1062)$ 。

解: 由于未知 σ^2 , 故使用枢轴量 $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$

$$T = \frac{\bar{X} - 1000}{100} \sqrt{9} \sim t(9-1) = t(8)$$

于是

$$\Rightarrow P[t(n-1) > t_{\alpha}(8)] = P\left(\frac{\bar{X} - 1000}{100/3} > 1.86\right) = \alpha$$

查表得 $1.86 \approx t_{0.05}(8)$, 故 $P(\bar{X} > 1062) = 0.05$

第六章 数理统计的基本概念习题精选

一. 填空题

1. 设
- X_1, X_2, X_3, X_4
- 是来自正态总体
- $N(0, 2^2)$
- 的样本, 则统计量

$$Y = \frac{1}{20}(X_1 - 2X_2)^2 + \frac{1}{100}(3X_3 - 4X_4)^2 \text{ 服从 } \underline{\hspace{2cm}} \text{ 分布, 参数为 } \underline{\hspace{2cm}}.$$

2. 设
- (X_1, X_2, X_3, X_4)
- 为来自总体
- $X \sim N(0, 1)$
- 的一个样本, 则统计量
- $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}$
- 服从
- $\underline{\hspace{2cm}}$
- 分布,

参数为 $\underline{\hspace{2cm}}$.

3. 设
- (X_1, X_2)
- 为来自总体
- $X \sim N(0, \sigma^2)$
- 的一个样本, 则统计量
- $\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2}$
- 服从
- $\underline{\hspace{2cm}}$
- 分布, 参数为
- $\underline{\hspace{2cm}}$
- .

4. 设随机变量
- $X \sim F(n, n)$
- , 则概率
- $P(X < 1) = \underline{\hspace{2cm}}$
- .

二. 选择题

1. 设随机变量
- $X \sim N(1, 4)$
- ,
- $(X_1, X_2, \dots, X_{100})$
- 为来自总体
- X
- 的一个样本,
- \bar{X}
- 为样本均值, 已知

$$Y = a\bar{X} + b \sim N(0, 1), \text{ 则}$$

(A) $a = -5, b = 5$

(B) $a = 5, b = 5$

(C) $a = \frac{1}{5}, b = -\frac{1}{5}$

(D) $a = -\frac{1}{5}, b = \frac{1}{5}$

[]

2. 设总体
- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$
- ,
- (X_1, X_2, \dots, X_n)
- 为来自总体
- X
- 的一个样本,
- \bar{X}
- 为样本均值, 则

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

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

(C) $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$

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

[]

3. 设
- X_1, X_2
- 为取自总体
- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$
- 的样本, 则
- $X_1 + X_2$
- 与
- $X_1 - X_2$
- 必

(A) 不相关

(B) 线性相关

(C) 相关但非线性相关

(D) 不独立

[]

4. 设
- (X_1, X_2, \dots, X_n)
- 为来自总体
- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$
- 的一个样本, 统计量
- $Y = n \left(\frac{\bar{X} - \mu}{S} \right)^2$
- , 则

(A) $Y \sim \chi^2(n-1)$

(B) $Y \sim t(n-1)$

(C) $Y \sim F(n-1, 1)$

(D) $Y \sim F(1, n-1)$

[]

5. 设随机变量
- $X \sim N(0, 1)$
- 和
- $Y \sim N(0, 2)$
- , 并且相互独立, 则

(A) $\frac{1}{3}X^2 + \frac{2}{3}Y^2$ 服从 χ^2 分布

(B) $\frac{1}{3}(X+Y)^2$ 服从 χ^2 分布

(C) $\frac{1}{2}X^2 + \frac{1}{2}Y^2$ 服从 χ^2 分布

(D) $\frac{1}{2}(X+Y)^2$ 服从 χ^2 分布 []

三. 解答题

1. 设总体 $X \sim B(1, p)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本,

(1) 求 X_1, X_2, \dots, X_n 的分布律;

(2) 求 $\sum_{i=1}^n X_i$ 的分布律;

(3) 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$ 。

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 $N(0, 3^2)$ 的样本, 求系数 a, b, c , 使统计量

$Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2 + c(X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2$ 服从 χ^2 分布, 并求其自由度。

第六章 数理统计的基本概念习题精选答案

一. 填空题

1. $\chi^2, 2$

2. $t, 2$

3. $F, (1,1)$

4. $\frac{1}{2}$

二. 选择题

1. (A)

2. (C)

3. (A)

4. (D)

5. (B)

三. 解答题

1. (1) 样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布律:

$$P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} = p^{\sum_{k=1}^n x_k} (1-p)^{\sum_{k=1}^n (1-x_k)}$$

$$(2) \sum_{i=1}^n X_i \text{ 的分布律为: } P\{\sum_{i=1}^n X_i = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, k=1, 2, \dots, n$$

$$(3) E(\bar{X}) = p, D(\bar{X}) = \frac{p(1-p)}{n}, E(S^2) = D(X) = p(1-p)$$

$$2. a = \frac{1}{18}, b = \frac{1}{27}, c = \frac{1}{36}, \text{ 自由度为 } 3.$$