

(7.2.14) 式的证明如下:

当 $F \sim F(n, m)$ 时, 则 $\frac{1}{F} \sim F(m, n)$, 从而

$$\begin{aligned} p &= P(F \leq F_p(n, m)) = P\left(\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_p(n, m)}\right) \\ &= 1 - P\left(\frac{1}{F} < \frac{1}{F_p(n, m)}\right). \end{aligned}$$

即

$$P\left(\frac{1}{F} < \frac{1}{F_p(n, m)}\right) = 1 - p.$$

由 p 分位点定义, 知

$$\frac{1}{F_p(n, m)} = F_{1-p}(m, n),$$

由 (7.2.14) 式, 我们可以得到

$$F_{0.05}(15, 10) = \frac{1}{F_{0.95}(10, 15)} = \frac{1}{2.54} = 0.394.$$

§7.3 统计量和抽样分布定理

§7.3.1 统计量

抽取样本后要对总体的有关问题进行推断, 首先需要对数据, 即对样本观测值, 进行整理, 加工. 这就是要构造样本的函数.

定义 7.6 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的一个连续函数 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 称为样本函数. 若 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 不含任何未知参数, 则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为一个统计量. 而代入样本观测值后 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 叫做统计量的观测值.

如总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 已知, μ 未知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本. 则 $\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{i=1}^n X_i^2 / \sigma^2$ 是统计量. 而 $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$ 是样本函数.

常用的统计量有以下一些:

(1) 样本均值

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \tag{7.3.1}$$

其观测值为

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i.$$

(2) 样本方差

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad (7.3.2)$$

其观测值为

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

(3) 样本标准差

$$S = \sqrt{S^2}. \quad (7.3.3)$$

(4) 样本 k 阶原点矩

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, \quad (7.3.4)$$

其观测值为

$$a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k.$$

(5) 样本 k 阶中心矩

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, \quad (7.3.5)$$

其观测值为

$$b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k.$$

与总体矩一样, 样本 k 阶中心矩也可由各阶样本原点矩表示. 如

$$\begin{aligned} B_2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n X_i + n\bar{X}^2 \right) \\ &= \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) = A_2 - \bar{X}^2. \end{aligned} \quad (7.3.6)$$

由以上可见, 样本均值 \bar{X} 是一阶样本原点矩 A_1 , 样本方差 S^2 不是二阶样本中心矩 B_2 , 而且统计量是一个随机变量, 其观测值为一个实数.

§7.3.2 抽样分布定理

从理论上说, 当知道总体分布时, 统计量与样本函数的分布都可以确定. 但事实上一般确定统计量与样本函数的分布却十分困难. 而当总体服从正态分布时, 一些常用统计量与样本函数的分布则是容易确定的. 我们把常用统计量与样本函数的分布的结果叫做抽样分布定理.

1. 一个正态总体下的抽样分布定理

定理 7.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$(1) \quad \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right); \quad (7.3.7)$$

$$(2) \quad \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1). \quad (7.3.8)$$

证 只需证 (7.3.7), 但这几乎是显然的. 因为

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \mu,$$

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{\sigma^2}{n}.$$

再由正态分布可加性, 知

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right).$$

推论 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 来自任何总体, 都有

$$E(\bar{X}) = E(X), \quad D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n}. \quad (7.3.9)$$

定理 7.4 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$(1) \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1); \quad (7.3.10)$$

(2) \bar{X} 与 S^2 相互独立.

定理 7.4 的证明超出了本书范围, 故略去.

注意 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 有两个等价的表达式, 即

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{nB_2}{\sigma^2}.$$

定理 7.5 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1). \quad (7.3.11)$$

证 由定理 7.3, 知

$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

又由定理 7.4, 知

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

且 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 从而 U 与 V 相互独立. 于是由 t 分布定义, 得

$$\begin{aligned} \frac{U}{\sqrt{\frac{V}{n-1}}} &= \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} / \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2(n-1)}} \\ &= \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} = t \sim t(n-1). \end{aligned}$$

由于 t 分布的极限分布是标准正态分布 $N(0, 1)$, 故在定理 7.5 条件下, n 充分大时, $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ 近似地服从标准正态分布 $N(0, 1)$. 这个结论还可以推广到非正态总体的情形.

定理 7.6 对任何总体 $X, E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2 > 0, X_1, X_2, \dots, X_n$ 为来自总体 X 的样本, 则当 n 充分大时, 近似地有

$$(1) \quad \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1); \tag{7.3.12}$$

$$(2) \quad \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim N(0, 1). \tag{7.3.13}$$

(7.3.12) 是中心极限定理的等价叙述. (7.3.13) 的证明超出本书范围, 故略去.

例 7.6 设总体 $X \sim N(50, 0.64), X_1, X_2, \dots, X_9$ 是样本, 求 $\bar{X} - \mu$ 大于总体均值 μ 的 1% 的概率.

解 $\bar{X} \sim N\left(50, \frac{0.64}{9}\right)$, 从而 $\bar{X} - \mu \sim N\left(0, \frac{0.64}{9}\right)$. 于是

$$\begin{aligned} P(\bar{X} - 50 > 0.5) &= 1 - \Phi\left(\frac{0.5}{\sqrt{0.64/9}}\right) = 1 - \Phi(1.875) \\ &= 1 - 0.9697 = 0.0303. \end{aligned}$$

2. 两个正态总体下的抽样分布定理

对于来自两个总体 X 与 Y 的两个独立样本 $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}; Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$ 分别用 $\bar{X}, \bar{Y}, S_1^2, S_2^2$ 表示其样本均值和样本方差.

定理 7.7 若两个总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 则统计量

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right), \quad (7.3.14)$$

从而

$$U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1). \quad (7.3.15)$$

证 由定理 7.3, 知

$$\bar{X} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right), \quad \bar{Y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right),$$

由两个样本的独立性, 知 \bar{X} 与 \bar{Y} 相互独立. 再由正态分布可加性, 知

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right).$$

定理 7.8 若两个总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, 则

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2), \quad (7.3.16)$$

其中

$$S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}.$$

证 由定理 7.7, 知

$$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1).$$

又由定理 7.4, 知

$$\chi_1^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \chi_2^2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1),$$

由两个样本的独立性知 χ_1^2 与 χ_2^2 相互独立, 再由 χ^2 分布可加性, 得

$$V = \chi_1^2 + \chi_2^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2).$$

注意 U 与 V 也相互独立, 于是由 t 分布定义, 有

$$\frac{U}{\sqrt{\frac{V}{n_1+n_2-2}}} = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2).$$

定理 7.9 若两个总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 则

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1). \quad (7.3.17)$$

证 因为

$$\chi_1^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \chi_2^2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1),$$

且 χ_1^2 与 χ_2^2 相互独立, 由 F 分布定义, 有

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

例 7.7 两个总体 $X \sim N(30, 12)$, $Y \sim N(20, 18)$. 从两个总体中分别抽取容量为 16 与 25 的两独立样本. 求:

- (1) 两个样本均值差在 (8,12) 内的概率;
- (2) 两个样本方差比不大于 1.40 的概率.

解 (1) 由定理 7.7 知

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(10, \frac{12}{16} + \frac{18}{25}\right),$$

即

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(10, 1.47).$$

于是

$$\begin{aligned} P(8 < \bar{X} - \bar{Y} < 12) &= \Phi\left(\frac{12 - 10}{\sqrt{1.47}}\right) - \Phi\left(\frac{8 - 10}{\sqrt{1.47}}\right) \\ &= 2\Phi(1.65) - 1 = 2 \times 0.9505 - 1 = 0.9010. \end{aligned}$$

(2) 由定理 7.9, 知

$$\frac{S_1^2/12}{S_2^2/18} \sim F(15, 24).$$

从而

$$\begin{aligned} P\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \leqslant 1.40\right) &= P\left(\frac{S_1^2/12}{S_2^2/18} \leqslant \frac{18}{12} \times 1.40\right) \\ &= P\left(\frac{S_1^2/12}{S_2^2/18} \leqslant 2.1\right) = 0.95. \end{aligned}$$

最后一步是因为查表知 $F_{0.95}(15, 24) = 2.11$.

§7.4 复习分析题

例 7.8 设 X_1, X_2, \dots, X_{n+1} 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 与 B_2 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本均值与样本二阶中心矩, 试证:

$$T = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{B_2}} \sqrt{\frac{n-1}{n+1}} \sim t(n-1).$$

分析 由 t 分布定义, 要将 T 表示为 $\frac{U}{\sqrt{\frac{V}{n-1}}}$, 其中 $U \sim N(0, 1), V \sim \chi^2(n-1)$, 且 U 与 V 相互独立.

证 因为 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), X_{n+1} \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且 \bar{X} 与 X_{n+1} 独立, 由正态分布可加性, 知

$$X_{n+1} - \bar{X} \sim N\left(0, \frac{n+1}{n}\sigma^2\right),$$

从而

$$U = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma \sqrt{\frac{n+1}{n}}} \sim N(0, 1).$$

又由定理 7.4 后的说明, 有

$$\frac{nB_2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1).$$

由定理 7.4, 知 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 从而有 U 与 $\frac{nB_2}{\sigma^2}$ 独立. 于是由 t 分布定义, 得

$$\frac{U}{\sqrt{\frac{nB_2}{\sigma^2(n-1)}}} = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sqrt{B_2}} \sqrt{\frac{n-1}{n+1}} \sim t(n-1).$$

例 7.9 设总体 $X \sim N(\mu, 16)$, 其中 μ 未知, X_1, X_2, \dots, X_9 是来自总体 X 的样本.

(1) 求概率 $P(|\bar{X} - \mu| > 2)$;

(2) 记 $Y = \sum_{i=1}^9 (X_i - \bar{X})^2$, 求概率 $P(Y \leq 248)$.

分析 由正态总体下 \bar{X} 的抽样分布定理可求 (1). 而 Y 的形式与 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 只差一个因子 $\frac{1}{\sigma^2}$, 故应考虑由定理 7.4 求解 (2).

解 (1) 由定理 7.3, 知 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{16}{9}\right)$, 从而 $\bar{X} - \mu \sim N\left(0, \frac{16}{9}\right)$, 于是

$$\begin{aligned} P(|\bar{X} - \mu| > 2) &= 1 - P(|\bar{X} - \mu| \leq 2) \\ &= 1 - P(-2 \leq \bar{X} - \mu \leq 2) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{2}{4/3}\right) + \Phi\left(\frac{-2}{4/3}\right) \\ &= 2(1 - \Phi(1.5)) = 2(1 - 0.9332) = 0.1336. \end{aligned}$$

(2) 因为 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 从而 $Y = (n-1)S^2$, 由定理 7.4, 有 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{Y}{\sigma^2} \sim \chi^2(8)$, 即 $\frac{Y}{16} \sim \chi^2(8)$. 于是

$$P(Y \leq 248) = P\left(\frac{Y}{16} \leq 15.5\right).$$

查 χ^2 分布表知 $\chi^2_{0.95}(8) = 15.5$, 故 $P(Y \leq 248) = 0.95$.

例 7.10 X_1, X_2 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 证明:

$$F = \frac{(X_1 - X_2)^2}{(X_1 + X_2)^2} \sim F(1, 1).$$

分析 由 F 分布定义, 要将 F 表示为两个独立的 $\chi^2(1)$ 分布随机变量之比.

证 由正态分布可加性, 知

$$X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2),$$

$$X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2).$$

于是, 由 χ^2 分布定义, 知

$$U = \frac{(X_1 - X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1),$$

$$V = \frac{(X_1 + X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1).$$

下面证明 U 与 V 相互独立, 又由于 (X_1, X_2) 服从二维正态分布, 于是 X_1 与 X_2 的任何线性组合 $aX_1 + bX_2$ 也服从一维正态分布. 令 $Y_1 = X_1 - X_2$, $Y_2 = X_1 + X_2$. 则 $cY_1 + dY_2 = aX_1 + bX_2$ 服从一维正态分布. 由第五章定理 5.8, 知 (Y_1, Y_2) 也服从二维正态分布.

但由第四章习题四 (A) 组第 17 题, 知 $\text{Cov}(Y_1, Y_2) = D(X_1) - D(X_2) = 0$, 又二维正态分布不相关与独立性是等价的. 从而 Y_1 与 Y_2 相互独立, 于是 U 与

V 相互独立, 再由 F 分布定义有

$$\begin{aligned} F &= \frac{(X_1 - X_2)^2}{(X_1 + X_2)^2} = \frac{(X_1 - X_2)^2 / 2\sigma^2}{(X_1 + X_2)^2 / 2\sigma^2} \\ &= \frac{U/1}{V/1} \sim F(1, 1). \end{aligned}$$

例 7.11 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 来自总体 X , 其中 X 服从指数分布 $e(\lambda)$, 求样本均值 \bar{X} 的分布.

分析 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 若能求出 $\frac{1}{n} X_i$ 也服从指数分布, 则由 Γ 分布可加性可得 \bar{X} 的分布.

解 记 $Y = \frac{1}{n} X$, 则 Y 的值域 $R(Y) = (0, +\infty)$, 对任意 $y > 0$, Y 有分布函数

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P\left(\frac{1}{n} X \leq y\right) = P(X \leq ny) \\ &= \int_0^{ny} \lambda e^{-\lambda x} dx = 1 - e^{-n\lambda y}, \end{aligned}$$

从而 Y 有密度

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} n\lambda e^{-n\lambda y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0, \end{cases}$$

即 $Y = \frac{1}{n} X \sim e(n\lambda)$, 也就是 $Y \sim \Gamma(1, n\lambda)$.

注意 $\bar{X} = \frac{1}{n} X_1 + \frac{1}{n} X_2 + \dots + \frac{1}{n} X_n$, 而 $\frac{1}{n} X_i$ 独立同服从于 $\Gamma(1, n\lambda)$ 分布, $i = 1, 2, \dots, n$. 从而由 Γ 分布可加性, 知 $\bar{X} \sim \Gamma(n, n\lambda)$.

习 题 七

(A)

一、选择题

1. $X \sim t(n)$, $Y = \frac{1}{X^2}$, 则 ().
 (A) $Y \sim \chi^2(n)$ (B) $Y \sim t(n)$ (C) $Y \sim F(n, 1)$ (D) $Y \sim F(1, n)$
2. X 和 Y 都服从 $N(0, 1)$ 分布, 则 ().
 (A) $X + Y$ 服从正态分布 (B) $X^2 + Y^2 \sim \chi^2(2)$
 (C) $\frac{X^2}{Y^2}$ 服从 F 分布 (D) X^2, Y^2 都服从 χ^2 分布
3. X_1, X_2, X_3, X_4 为来自总体 $N(0, 2^2)$ 的样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$.
 若 $Y \sim \chi^2(2)$ 分布, 则 ().

- (A) $a = \frac{1}{20}, b = \frac{1}{100}$ (B) $a = \frac{1}{2}, b = \frac{1}{10}$
 (C) $a = 20, b = 10$ (D) $a = 20, b = 100$

4. 总体 X 服从正态分布, 且 $E(X) = -1, E(X^2) = 4$. X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的样本, 则 \bar{X} 所服从的分布为 () .

- (A) $N\left(-1, \frac{4}{n}\right)$ (B) $N\left(-1, \frac{3}{n}\right)$ (C) $N\left(-\frac{1}{n}, \frac{3}{n}\right)$ (D) $N\left(-\frac{1}{n}, 3\right)$

5. X_1, X_2, \dots, X_8 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{10} 分别为来自总体 $N(-1, 2^2)$ 和 $N(2, 5^2)$ 的两个独立样本, 且 S_1^2 和 S_2^2 分别是两个样本方差. 则服从 $F(7, 9)$ 分布的统计量为 ().

- (A) $\frac{4S_1^2}{25S_2^2}$ (B) $\frac{25S_1^2}{4S_2^2}$ (C) $\frac{4S^2}{25S_1^2}$ (D) $\frac{25S_1^2}{2S_2^2}$

6. 设 \bar{X} 与 S^2 分别为来自正态总体的样本均值和样本方差. 下面说法哪一个正确 ().

- (A) $\bar{X}^2 = aS^2$ (B) $\frac{\bar{X}^2}{S^2} \sim F(1, n - 1)$
 (C) \bar{X}^2 与 S^2 相关 (D) \bar{X}^2 与 S^2 不相关

二、填空题

1. 总体 $X \sim N(0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_6 为样本, $Y = (X_1 + X_3 + X_5)^2 + (X_2 + X_4 + X_6)^2$. 若 $cY \sim \chi^2(n)$, 则 $c = \underline{\quad}$, $n = \underline{\quad}$.

2. $X \sim F(n, n)$, 且 $P(X < a) = 0.3$, 则 $P\left(X < \frac{1}{a}\right) = \underline{\quad}$.

3. 两个总体 X, Y 独立同服从于 $N(0, 3^2)$ 分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别为来自 X 和 Y 的两个样本, 则统计量 $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从 分布.

4. X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $e(\lambda)$ 的样本. 已知 $E\left(\bar{X} - \frac{1}{\lambda}\right)^2 = \frac{0.25}{n}$, 则 $\lambda = \underline{\quad}$.

5. X_1, X_2, \dots, X_{17} 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 是其样本均值与样本方差, 若 $P(\bar{X} > \mu + kS) = 0.05$, 则 $k = \underline{\quad}$.

6. 总体 $X \sim N(72, 100)$, 为使样本均值大于 70 的概率不小于 0.95, 样本容量 n 至少应取 .

三、解答题和证明题

1. 从一批保险丝中抽取 9 根, 测试得其熔化时间 (单位: ms) 数据如下:

50, 49, 48, 53, 52, 49, 51, 54, 49,

计算样本均值、样本方差及样本二阶中心矩.

2. 求证: 对 k 阶样本中心矩 B_k 及各阶样本原点距 A_m , 有关系

$$B_k = \sum_{m=0}^k C_k^m A_m (-\bar{X})^{k-m}.$$

3. 设总体 $X \sim N(0, 6.4)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 记 $Y_n = \sum_{i=1}^n X_i^2$, 若要使 $P(Y_n > 200) \leq 0.1$, 问 n 至多能取多大?

4. 设总体 $X \sim N(2, 9)$, X_1, \dots, X_{16} 是样本. 求

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^{10}(X_i - 2)^2}{\sum_{j=11}^{16}(X_j - 2)^2} > 4.9\right).$$

5. 在总体 $N(52, 6.3^2)$ 中随机抽取一个样本.

(1) 若样本容量为 36, 求样本均值落在 50.8~54.8 之间的概率;

(2) 若要使 $E(|\bar{X} - 52|^2) \leq 0.5$, 样本容量 n 至少要多大.

6. 分别从总体 $X \sim N(30, 3^2)$ 和总体 $Y \sim N(40, 2^2)$ 中抽取两个独立样本 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{12} .

(1) 求概率 $P(|\bar{X} - \bar{Y}| < 12)$;

(2) 确定常数 C_1, C_2 , 使得

$$P\left(\frac{\bar{X} - 30}{S_1/3} < C_1\right) = 0.975 \quad \text{及} \quad P\left(\frac{S_2^2}{S_1^2} < C_2\right) = 0.05,$$

其中 S_1^2 和 S_2^2 分别为两个样本方差.

7. 设总体 $X \sim P(\lambda)$, 抽取样本 X_1, X_2, \dots, X_{10} . 若 $P(\max\{X_1, X_2, \dots, X_{10}\} \geq 1) = 0.8647$, 则总体参数 λ 应取多少?

8. 设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本. 令 $Y_1 = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 X_i, Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9), S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2$. 证明:

$$Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} \sim t(2).$$

(B)

一、选择题

1. X_1, X_2, \dots, X_{15} 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的样本, 则 $Y = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_{10}^2}{2(X_{11}^2 + \dots + X_{15}^2)}$ 所服从的分布为 ().

(A) $\chi^2(15)$ (B) $t(4)$ (C) $F(10, 5)$ (D) $F(5, 10)$

2. 总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为样本, $Y_1 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, Y_2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$, 则有 () 成立.

(A) Y_1, Y_2 均与 \bar{X} 独立

(B) Y_1, Y_2 均与 \bar{X} 不独立

- (C) Y_2 与 \bar{X} 独立, 而 Y_1 与 \bar{X} 不独立 (D) Y_1 与 \bar{X} 独立, 而 Y_2 与 \bar{X} 不独立

3. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 记 $S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2, S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$, 则服从自由度为 $n-1$ 的 t 分布的随机变量 $T = (\quad)$.

- (A) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_1/\sqrt{n-1}}$ (B) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_2/\sqrt{n-1}}$ (C) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_3/\sqrt{n}}$ (D) $\frac{\bar{X} - \mu}{S_4/\sqrt{n}}$

二、填空题

1. X_1, \dots, X_n 和 Y_1, \dots, Y_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的两个独立样本, 则 $P(|\bar{X} - \bar{Y}| > \sigma) \geq 0.01$ 时, $n \leq \underline{\quad}$.

2. 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} 分别为来自总体 X 和 Y 的两个独立样本, 则

$$E \left[\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2}{n_1 + n_2 - 2} \right] = \underline{\quad}.$$

三、解答题和证明题

1. 设 X_1, X_2 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 证明: $\frac{X_1 - X_2}{|X_1 + X_2|} \sim t(1)$.

2. 总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2), X_1, X_2, \dots, X_{2n}$ 为来自总体 X 的样本. 记 $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$,

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2, \text{求 } E(Y).$$

3. 设总体 $X \sim B(n, p), X_1, X_2, \dots, X_n$ 是样本. 求:

- (1) $E(\bar{X}), D(\bar{X})$;
 (2) \bar{X} 的概率分布.