

习题 A

1. 以下是某工厂通过抽样调查得到的 10 名工人一周内生产的产品数

149 156 160 138 149 153 153 169 156 156

试由这一些样本数据构造经验分布函数并作图.

解 (1) 经验分布函数为

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < 138 \\ 0.1, & 138 \leq x < 149 \\ 0.3, & 149 \leq x < 153 \\ 0.5, & 153 \leq x < 156 \\ 0.8, & 156 \leq x < 160 \\ 0.9, & 160 \leq x < 169 \\ 1, & x \geq 169 \end{cases}$$

(2) 经验分布函数图像 (略).

2. 为研究某厂工人生产某种产品的能力, 我们随机调查了 20 位工人某天生产的该种产品的数量, 数据如下

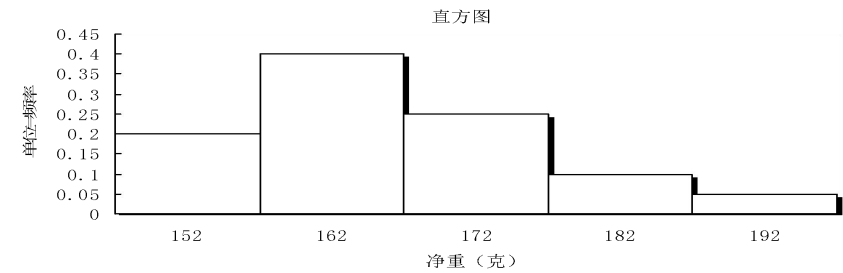
160 196 164 148 170 175 178 166 181 162
161 168 166 162 172 156 170 157 162 154

- (1) 构造该批数据的频率分布表 (分成 5 组)
(2) 画出直方图.

解 (1) 数据中的最小值是 148, 最大值是 196. 这 20 个数就散布在闭区间 [148, 196] 中. 取一个略大一点的区间 (147, 197], 它的端点都是整数. 我们将 (147, 197] 五等分, 排在下表的第一列. 计算数据落入各段的个数 n_i , 填入第二列. 计算出数据落入各段的频率 $f_i = \frac{n_i}{n}$, 依次填入第三列. 最后将各列之和填入最后一行, 得到如下的频率分布表.

零件重量	发生次数 n_i	发生频率 $f_i = \frac{n_i}{n}$
(147, 157]	4	20%
(157, 167]	8	40%
(167, 177]	5	25%
(177, 187]	2	10%
(187, 197]	1	5%
总数	20	100%

(2) 直方图如下



3. 设 X_1, \dots, X_n 为来自均匀分布 $U(-1, 1)$ 的样本, 试求 $E(\bar{X})$ 和 $D(\bar{X})$.

解 因为 $E(X_i) = \frac{-1+1}{2} = 0, D(X_i) = \frac{[1-(-1)]^2}{12} = \frac{1}{3}$, 所以

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 0 = 0 ;$$

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \left(\frac{1}{n}\right)^2 \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{3} = \frac{1}{3n}.$$

4. 设 X_1, \dots, X_n 是来自 $\chi^2(m)$ 分布的样本. 求样本均值 \bar{X} 的期望与方差.

解 因为 $E(X_i) = m, D(X_i) = 2m$, 所以

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

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

5. 在总体 $N(7.6, 4)$ 中抽取容量为 n 的样本, 如果要求样本均值落在 $(5.6, 9.6)$ 内的概率不小于 0.95, 则 n 至少为多少?

解 由总体 $X \sim N(7.6, 4)$ 可知, $\bar{X} \sim N(7.6, \frac{4}{n})$, 要 $P\{5.6 < \bar{X} < 9.6\} \geq 0.95$, 即要

$$\Phi\left(\frac{\sqrt{n}(9.6-7.6)}{2}\right) - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}(5.6-7.6)}{2}\right) = \Phi(\sqrt{n}) - \Phi(-\sqrt{n}) = 2\Phi(\sqrt{n}) - 1 \geq 0.95$$

从而要 $\Phi(\sqrt{n}) \geq 0.975 = \Phi(1.96) \Rightarrow n \geq 1.96^2 = 3.8416$, 所以 n 至少为 4.

6. 设 x_1, \dots, x_{16} 是来自 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 经计算 $\bar{x} = 9, s^2 = 5.32$, 试求 $P\{|\bar{x} - \mu| < 0.6\}$.

($t_{cdf}(1.04, 15) = 0.8426$, 其中 $t_{cdf}(x, n)$ 表示自由度为 n 的 t 分布的分布函数在 x 处的分布函数值)

解 由正态总体抽样分布理论可知 $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{S} \sim t(n-1)$, 现 $n=16, s^2 = 5.32$, 所以

$$P\{|\bar{x} - \mu| < 0.6\} = P\left\{\frac{\sqrt{n}|\bar{x} - \mu|}{S} < \sqrt{\frac{16}{5.32}} \times 0.6\right\} = P\left\{\frac{\sqrt{n}|\bar{x} - \mu|}{S} < 1.04\right\}$$

$$= tcdf(1.04, 15) = 0.8426.$$

7. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 未知, 且 σ^2 已知, X_1, \dots, X_n 为取自此总体的一个样本, 指出下列各式中哪些是统计量, 哪些不是, 为什么?

$$(1) X_1 + X_2 + X_n - \mu \quad (2) X_n - X_{n-1} \quad (3) \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \quad (4) \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$$

解 因为 $X_1 + X_2 + X_n - \mu$, $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}$, $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$ 都是样本 X_1, \dots, X_n 和 μ 的函数, 而是未知参数, 所以它们都不是统计量, 但 $X_n - X_{n-1}$ 是样本 X_1, \dots, X_n 的函数且不含未知参数, 故 $X_n - X_{n-1}$ 是统计量.

8. 设总体 $X \sim N(10, 9)$, X_1, \dots, X_6 是它的一个样本, $Z = \sum_{i=1}^6 X_i$, (1) 写出 Z 的概率密度; (2) 求 $P(Z > 41)$.

解 (1) 由正态随机变量的线性组合仍然服从正态分布可知, $Z = \sum_{i=1}^6 X_i \sim N(60, 54)$, 所以

$$\text{以其概率密度函数为 } f(x) = \frac{1}{6\sqrt{3}\pi} e^{-\frac{(x-60)^2}{108}}, -\infty < x < +\infty;$$

$$(2) P\{Z > 41\} = 1 - P\{Z \leq 41\} = 1 - \Phi\left(\frac{41-60}{\sqrt{54}}\right) = 1 - \Phi(-2.59) = \Phi(2.59) = 0.9952.$$

9. 设从总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 中抽取容量为 18 的样本, μ, σ^2 未知,

(1) 求 $P(S^2/\sigma^2 \leq 1.2052)$, 其中 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$; (2) 求 $D(S^2)$.

($chi2cdf(20.4884, 17) = 0.7500$ 其中 $chi2cdf(x, n)$ 表示自由度为 n 的 χ^2 分布的分布函数在 x 处的分布函数值)

解 (1) 由正态总体抽样分布知识可得 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 现 $n=18$, 故

$$\begin{aligned} P\left\{\frac{S^2}{\sigma^2} \leq 1.2052\right\} &= P\left\{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq 17 \times 1.2052\right\} = P\left\{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq 20.4884\right\} \\ &= chi2cdf(20.4884, 17) = 0.7500; \end{aligned}$$

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

$$\frac{(n-1)^2}{\sigma^4} D(S^2) = D\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = 2(n-1) \Rightarrow D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{17} (n=18)$$

10. X_1, X_2, \dots, X_{10} 为总体 $N(0, 0.3^2)$ 的一个样本, 求:

$$(1) E\left(\sum_{i=1}^{10} X_i^2\right), D\left(\sum_{i=1}^{10} X_i^2\right); \quad (2) P\left\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 1.44\right\}$$

解 (1) 由题设条件可知 $\frac{X_1}{0.3}, \frac{X_2}{0.3}, \dots, \frac{X_{10}}{0.3}$ 相互独立, 且都服从标准正态分布, 由 χ^2 分布

的结构性定义可知, $\frac{\sum_{i=1}^{10} X_i^2}{0.3^2} \sim \chi^2(10)$, 从而 $E\left(\frac{\sum_{i=1}^{10} X_i^2}{0.3^2}\right) = 10, D\left(\frac{\sum_{i=1}^{10} X_i^2}{0.3^2}\right) = 20$, 再由数学

期望与方差的性质可得 $E\left(\sum_{i=1}^{10} X_i^2\right) = 10 \times 0.3^2 = 0.9, D\left(\sum_{i=1}^{10} X_i^2\right) = 20 \times 0.3^4 = 0.162$;

$$(2) \text{ 由(1)知 } P\left\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 1.44\right\} = P\left\{\frac{\sum_{i=1}^{10} X_i^2}{0.3^2} > 16\right\} = 1 - \text{chi2cdf}(16, 10) = 0.10.$$

习题 B

1. 设总体密度函数为

$$f(x, \theta) = \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

现从该总体抽得一个容量为 5 的样本, 试计算 $P\{X_{(1)} \leq 1/2\}$.

$$\begin{aligned} \text{解 } P\{X_{(1)} \leq 1/2\} &= 1 - P\{X_{(1)} > 1/2\} = 1 - P\{X_1 > 1/2, X_2 > 1/2, \dots, X_5 > 1/2\} \\ &= 1 - P\{X_1 > 1/2\}P\{X_2 > 1/2\} \cdots P\{X_5 > 1/2\} = 1 - [P\{X_1 > 1/2\}]^5 \\ &= 1 - \left(\int_{1/2}^1 3x^2 dx\right)^5 = 1 - \left(1 - \frac{1}{8}\right)^5 = 1 - \left(\frac{7}{8}\right)^5. \end{aligned}$$

2. (1) 设 X_1, X_2, \dots, X_6 来自总体 $N(0, 1), Y = (X_1 + X_3 + X_5)^2 + (X_2 + X_4 + X_6)^2$,

试确定常数 C 使 CY 服从 χ^2 分布.

(2) 设 X_1, X_2, \dots, X_5 来自总体 $N(0,1)$, $Y = \frac{(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}}$, 试确定常数 C 使 CY 服从

t 分布.

(3) 已知 $X \sim t(n)$, 证明 $X^2 \sim F(1, n)$.

解 (1) 由题设条件可知 $\frac{X_1 + X_3 + X_5}{\sqrt{3}}, \frac{X_2 + X_4 + X_6}{\sqrt{3}}$ 相互独立且都服从标准正态分布,

故由卡方分布的结构性定义可知 $\frac{1}{3}Y = \left(\frac{X_1 + X_3 + X_5}{\sqrt{3}}\right)^2 + \left(\frac{X_2 + X_4 + X_6}{\sqrt{3}}\right)^2 \sim \chi^2(2)$, 所

以, 当 $C=1/3$ 时 CY 服从 χ^2 分布;

(2) 由题设条件可知 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0,1)$, $X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 \sim \chi^2(3)$, 且两者相互独立, 由 t

分布的结构性定义可知 $\frac{\sqrt{6}}{2}Y = \frac{(X_1 + X_2)/\sqrt{2}}{\sqrt{(X_3^2 + X_4^2 + X_5^2)/3}} \sim t(3)$, 所以, 当 $C = \frac{\sqrt{6}}{2}$ 时, CY 服

从 t 分布;

(3) 证明 由 $X \sim t(n)$ 知, 存在 $U \sim N(0,1)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U 与 V 相互独立, 使得

$X = \frac{U}{\sqrt{V/n}} \sim t(n)$, 因此 $U^2 \sim \chi^2(1)$ 且与 V 独立, 由 F -分布的结构性定义可知

$$X^2 = \frac{U^2/1}{V/n} \sim F(1, n).$$

3. 设 \bar{X}_1 和 \bar{X}_2 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 容量为 n 的两独立样本 $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n}$ 和 $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n}$ 的样本均值, 试确定 n , 使得这两个样本均值之差超过 σ 的概率大约为 0.01.

解 由正态总体的抽样分布可知 $\bar{X}_1 \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$, $\bar{X}_2 \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$, 且相互独立, 从而有

$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(0, \frac{2\sigma^2}{n})$, 现要确定 n , 使得 $P\{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2| > \sigma\} \approx 0.01$, 即

$$P\left\{\frac{\sqrt{n}|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{2}\sigma} > \sqrt{\frac{n}{2}}\right\} = 2[1 - \Phi(\sqrt{\frac{n}{2}})] \approx 0.01$$

$$\Phi\left(\sqrt{\frac{n}{2}}\right) \approx 0.995 = \Phi(2.575) \Rightarrow n = 2 \times 2.575^2 = 13.26$$

因此 $n=14$.

4. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从该总体中取一个容量为 $n=16$ 的样本 $(X_1, X_2, \dots, X_{16})$,

$$\text{求: (1) } P\left\{\frac{\sigma^2}{2} \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \leq 2\sigma^2\right\}; \text{ (2) } P\left\{\frac{\sigma^2}{2} \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \leq 2\sigma^2\right\}.$$

$$(\text{chi2cdf}(32,16)=0.9900, \text{chi2cdf}(8,16)=0.0511, \text{chi2cdf}(32,15)=0.9936, \text{chi2cdf}(8,15)=0.0762)$$

解 由正态总体的抽样分布可知

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

现样本容量为 $n=16$.

$$\begin{aligned} (1) P\left\{\frac{\sigma^2}{2} \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \leq 2\sigma^2\right\} &= P\left\{\frac{n}{2} \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \leq 2n\right\} = P\left\{8 \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \leq 32\right\} \\ &= \text{chi2cdf}(32,16) - \text{chi2cdf}(8,16) = 0.9900 - 0.0511 = 0.9389; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) P\left\{\frac{\sigma^2}{2} \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \leq 2\sigma^2\right\} &= P\left\{\frac{n}{2} \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \leq 2n\right\} = P\left\{8 \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \leq 32\right\} \\ &= \text{chi2cdf}(32,15) - \text{chi2cdf}(8,15) = 0.9936 - 0.07562 = 0.9174. \end{aligned}$$

5. 从正态总体 $N(0, 0.5^2)$ 中抽取容量为 10 的样本 X_1, X_2, \dots, X_{10} , 求: (1) $P\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 4\}$;

$$(2) P\left\{\sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 > 2.85\right\}. \quad (\text{chi2cdf}(16,10)=0.9004, \text{chi2cdf}(11.4,9)=0.7507)$$

解 (1) 由正态总体的抽样分布可知 $4 \sum_{i=1}^{10} X_i^2 \sim \chi^2(10)$, 因此

$$\begin{aligned} P\left\{\sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 4\right\} &= P\left\{4 \sum_{i=1}^{10} X_i^2 > 16\right\} = 1 - P\left\{4 \sum_{i=1}^{10} X_i^2 \leq 16\right\} \\ &= 1 - \text{chi2cdf}(16,10) = 1 - 0.9004 = 0.0996; \end{aligned}$$

(2) 由正态总体的抽样分布可知 $4 \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(9)$, 因此

$$\begin{aligned} P\left\{\sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 > 2.85\right\} &= P\left\{4 \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 > 11.4\right\} = 1 - P\left\{4 \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 \leq 11.4\right\} \\ &= 1 - \text{chi2cdf}(11.4,9) = 1 - 0.7507 = 0.2493. \end{aligned}$$

6. 设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 X 的简单随机样本

$$Y_1 = \frac{1}{6}(X_1 + X_2 + \dots + X_6), Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9), S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2$$

证明: 统计量 $Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}$ 服从自由度为 2 的 t 分布.

证明 不妨设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 由正态总体的抽样分布可知

$$Y_1 = \frac{1}{6}(X_1 + X_2 + \dots + X_6) \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{6}), Y_2 = \frac{1}{3}(X_7 + X_8 + X_9) \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{3}),$$

$$\frac{2S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2), \text{ 且 } Y_1, Y_2, S^2 \text{ 相互独立, 因此 } Y_1 - Y_2 \sim N(0, \frac{1}{2}\sigma^2), \text{ 而}$$

$\frac{\sqrt{2}}{\sigma}(Y_1 - Y_2) \sim N(0, 1)$ 与 $\frac{2S^2}{\sigma^2}$ 独立, 由 t 分布的定义可知

$$Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)/\sigma}{\sqrt{\left(\frac{2S^2}{\sigma^2}\right)/2}} \sim t(n).$$

7. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从该总体中抽取样本 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$, 记

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2, S_n = \sqrt{S_n^2}.$$

证明: $\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n} \sim t(n-1).$

证明 由正态总体的抽样分布可知 $\bar{X}_n \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}), \frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 且相互独立, 由题

设条件还可知, 它们还与 X_{n+1} 独立, 由此可得 $X_{n+1} - \bar{X}_n \sim N(0, \frac{n+1}{n}\sigma^2)$, 故

$\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 与 $\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 独立, 由 t 分布的定义可知

$$\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n} = \frac{\sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{\sigma}}{\sqrt{\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} / (n-1)}} \sim t(n-1).$$