

第一章作业参考答案

1.3 设 X_1, X_2, X_3 为总体 X 的一个样本, 在下列四种情形下, 试分别写出样本空间 χ 与样本 X_1, X_2, X_3 的联合概率函数或联合概率密度。

- (1) 总体 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$;
- (2) 总体 X 服从指数分布 $\text{Exp}(\lambda)$;
- (3) 总体 X 服从均匀分布 $U(a, b)$;
- (4) 总体 X 服从正态分布 $N(\mu, 1)$;

解:

$$(1) \chi = \{(x_1, x_2, x_3) \mid x_k = 0, 1, 2, 3, \dots k = 1, 2, 3\}$$

$$\text{因为 } X_i \sim P(\lambda), \text{ 所以 } P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, X_3 \leq x_3) = P(X_1 \leq x_1) P(X_2 \leq x_2) P(X_3 \leq x_3) \\ = \frac{\lambda^{x_1+x_2+x_3} e^{-3\lambda}}{x_1! x_2! x_3!}, \text{ 其中 } x_k = 0, 1, 2, \dots k = 1, 2, 3$$

$$(2) \chi = \{(x_1, x_2, x_3) \mid x_k > 0; k = 1, 2, 3\}$$

$$\text{因为 } X_i \sim \text{Exp}(\lambda), \text{ 其概率密度函数为 } f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$\text{所以 } f(x_1, x_2, x_3) = f(x_1) f(x_2) f(x_3) = \lambda^3 e^{-\lambda(x_1+x_2+x_3)}, \text{ 其中 } x_k \geq 0; k = 1, 2, 3$$

$$(3) \chi = \{(x_1, x_2, x_3) \mid a \leq x_k \leq b; k = 1, 2, 3\}$$

$$\text{因为 } X_i \sim U(a, b), \text{ 其概率密度函数为 } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & x < a \text{ 或 } x > b \end{cases}$$

$$\text{所以 } f(x_1, x_2, x_3) = f(x_1) f(x_2) f(x_3) = \frac{1}{(b-a)^3}, \text{ 其中 } a \leq x_k \leq b; k = 1, 2, 3$$

$$(4) \chi = \{(x_1, x_2, x_3) \mid -\infty < x_k < +\infty; k = 1, 2, 3\}$$

$$\text{因为 } X_i \sim N(\mu, 1), \text{ 其概率密度函数为 } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2}}, (-\infty < x < +\infty)$$

$$\text{所以 } f(x_1, x_2, x_3) = f(x_1) f(x_2) f(x_3) = \frac{1}{(2\pi)^{3/2}} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 (x_i - \mu)^2}, \text{ 其中 } -\infty < x_k < +\infty; k = 1, 2, 3$$

1.12 若从总体中抽取样本容量为 13 的样本值: $-2.1, 3.2, 0, -0.1, 1.2, -4, 2.22, 2.01, 1.2, -0.1, 3.21, -2.1, 0$, 试写出样本值的顺序统计量, 样本中位数及样本极差, 如果再抽取一个样本为 2.7, 构成一个容量为 14 的样本值, 求样本中位数。

解:

✓ $(X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}, X_{(4)}, X_{(5)}, X_{(6)}, X_{(7)}, X_{(8)}, X_{(9)}, X_{(10)}, X_{(11)}, X_{(12)}, X_{(13)})$ 为样本 $(-4, -2.1, -2.1, -0.1, -0.1, 0, 0, 1.2, 1.2, 2.01, 2.22, 3.2, 3.21)$ 的顺序统计量

✓ 样本中位数: 0

✓ 样本极差: 7.21

如果再抽取一个样本为 2.7, 构成一个容量为 14 的样本值, 样本中位数: 0.6

1.13 设 1, 1, 1, 2, 0, 0, 1, 3, 1, 0, 0, 2, 4, 0, 3, 1, 1, 4, 0, 2 为来自某个总体的 20 个样品, 求经验分布函数 $F_{20}(x)$ 。

解:

经验分布函数如下:

$$F_{20}(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{3}{10}, & 0 \leq x < 1 \\ \frac{13}{20}, & 1 \leq x < 2 \\ \frac{16}{20}, & 2 \leq x < 3 \\ \frac{18}{20}, & 3 \leq x < 4 \\ 1, & 4 \leq x \end{cases}$$

1.16 设 X_1, \dots, X_n 为正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 求 $Y = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ 的概率分布。

解:

由于 $X_i \sim N(\mu, \sigma^2), i = 1, 2, \dots, n$, 则 $\frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$, 又 X_i 相互独立, 则

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

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

1.20 已知 $X \sim t(n)$, 求证 $X^2 = \frac{Y^2}{Z/n} \sim F(1, n)$ 。

证明:

令 $X = \frac{Y}{\sqrt{Z/n}}$, 其中 $Y \sim N(0, 1), Z \sim \chi^2(n)$, 则 $X \sim t(n)$

因为 $X^2 = \frac{Y^2}{Z/n}$, 而 $Y^2 \sim \chi^2(1), Z \sim \chi^2(n)$

所以 $X^2 = \frac{Y^2}{Z/n} \sim F(1, n)$

1.21 已知完成一个电子邮件的时间 (分钟) $X \sim N(8, 4)$, 随机抽取了 25 个样品, 求:

(1) 样本均值落在 7.8 ~ 8.2 分钟之间的概率;

(2) 样本均值落在 7.5 ~ 8 分钟之间的概率;

(3) 如果随机抽取 100 个样品, 那么其样本均值落在 7.8 ~ 8.2 分钟之间的概率有多大?

(4) 下面哪种情况更有可能发生-单个样品大于 11 分钟; 25 个样品的均值大于 9 分钟; 100 个样品的均值大于 8.6 分钟。

解:

(1) 由题意可得: $\mu = 8, \sigma^2 = 4, n = 25$;

对于 $7.8 < \bar{x} < 8.2 \Leftrightarrow -0.5 < \frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{\sigma} < 0.5$;

$$\text{又 } \frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

通过查 $N(0, 1)$ 分布表, 可得:

$$\begin{aligned} P\{7.8 < \bar{x} < 8.2\} &= P\left\{-0.5 < \frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{\sigma} < 0.5\right\} \\ &= \phi(0.5) - \phi(-0.5) = 0.6915 - (1 - 0.6915) = 0.383 \end{aligned}$$

(2) 和 (1) 一样即求 $-1.25 < \frac{\sqrt{n}(x-\mu)}{\sigma} < 0$ 的概率。

通过查表可得: $P\{7.5 < x < 8\} = 0.5 - (1 - 0.8944) = 0.3944$

(3) 此时 $n = 100$, 即求 $-1 < \frac{\sqrt{n}(x-\mu)}{\sigma} < 1$ 的概率。

通过查表可得: $P\{7.8 < x < 8.2\} = 0.8413 - (1 - 0.8413) = 0.6826$

(4) 单个样品大于 11 分钟即 $x > 11$,

可得该概率 $p_1 = 1 - 0.9332 = 0.0668$;

25 个样品的均值大于 9 分钟, 即 $\bar{x} > 9$,

可得该概率为 $p_2 = 1 - 0.9938 = 0.0062$;

100 个样品的均值大于 8.6 分钟即 $\bar{x} > 8.6$,

可得该概率 $P_3 = 1 - 0.9987 = 0.0013$;

综上所述, 第一种情况更有可能发生。

1.23 设 $X_1, \dots, X_n, X_{n+1}, \dots, X_{n+m}$ 为正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本,

(1) 确定 a 与 b , 使得 $a(\sum_{i=1}^n X_i)^2 + b(\sum_{i=n+1}^{n+m} X_i)^2$ 服从 χ^2 分布;

(2) 确定 c , 使得 $c \sum_{i=1}^n X_i / \sqrt{\sum_{i=n+1}^{n+m} X_i^2}$ 服从 t 分布;

(3) 确定 d , 使得 $d \sum_{i=1}^n X_i^2 / \sum_{i=n+1}^{n+m} X_i^2$ 服从 F 分布。

解:

(1) 由题意, 有

$$a \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2 + b \left(\sum_{i=n+1}^{n+m} X_i \right)^2 = a (n\bar{X}_n)^2 + b (m\bar{X}_m)^2 = (\sqrt{an}\bar{X}_n)^2 + (\sqrt{b}m\bar{X}_m)^2$$

由定理 1.2.1, 只要 $\sqrt{an}\bar{X}_n$ 和 $\sqrt{b}m\bar{X}_m$ 均服从 $N(0, 1)$ 分布, 则上式服从 $\chi^2(2)$ 分布。

而 $\bar{X}_n \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$,

故有 $E(\sqrt{an}\bar{X}_n) = 0, D(\sqrt{an}\bar{X}_n) = an^2 \frac{\sigma^2}{n} = an\sigma^2$;

$E(\sqrt{b}m\bar{X}_m) = 0, D(\sqrt{b}m\bar{X}_m) = bm^2 \frac{\sigma^2}{m} = bm\sigma^2$ 。

要使 $\sqrt{an}\bar{X}_n$ 和 $\sqrt{b}m\bar{X}_m$ 均服从 $N(0, 1)$ 分布,

则令 $an\sigma^2 = 1$ 且 $bm\sigma^2 = 1$, 可得: $a = \frac{1}{n\sigma^2}, b = \frac{1}{m\sigma^2}$ 。

(2) 由于 $\sum_{i=1}^n X_i = n\bar{X}_n$, 故有 $E(n\bar{X}_n) = 0, D(n\bar{X}_n) = n^2 \frac{\sigma^2}{n} = n\sigma^2$,

则 $\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n X_i$ 服从 $N(0, 1)$ 分布。

又因为 $X_i \sim N(0, \sigma^2)$, 故 $\frac{X_i}{\sigma}$ 服从 $N(0, 1)$ 分布,

则 $\sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2$ 服从 $\chi^2(m)$ 分布,

由定理 1.2.2, $\frac{\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n X_i}{\sqrt{\sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / m}}$ 服从 $t(m)$ 分布,

令 $\frac{\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n x_i}{\sqrt{\sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / m}} = \frac{c \sum_{i=1}^n X_i}{\sqrt{\sum_{i=n+1}^{n+m} X_i^2}}$, 得到 $c = \sqrt{\frac{m}{n}}$ 。

(3) 由于 $X_i \sim N(0, \sigma^2)$, 则 $\frac{X_i}{\sigma} \sim N(0, 1)$,

故有 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n), \sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(m)$,

由定理 1.2.3, $\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / n}{\sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / m} \sim F(n, m)$,

令 $\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / n}{\sum_{i=n+1}^{n+m} \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 / m} = \frac{d \sum_{i=1}^n (X_i)^2}{\sum_{i=n+1}^{n+m} (X_i)^2}$, 得到 $d = \frac{m}{n}$ 。

1.24 设 X_1, \dots, X_n, X_{n+1} 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 试求统计量

$$Y = \frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n^*} \sqrt{\frac{n}{n+1}}$$

的抽样分布。

解:

由定理 1.2.4 的 (1) 知, $\bar{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$, 则有 $E(X_{n+1} - \bar{X}_n) = 0$,

$D(X_{n+1} - \bar{X}_n) = D(X_{n+1}) + D(\bar{X}_n) = \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n} = \frac{n+1}{n}\sigma^2$,

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

再由定理 1.2.4 的 (2) 知, $\frac{(n-1)S_n^{*2}}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$,

因此, 由定理 1.2.2 得到, $\frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{S_n^*} \sqrt{\frac{n}{n+1}} = \frac{\frac{X_{n+1} - \bar{X}_n}{\sqrt{\frac{n+1}{n}\sigma^2}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S_n^{*2}/\sigma^2}{n-1}}} \sim t(n-1)$ 。

1.25 设 X_1, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, \dots, Y_{n_2} 分别为正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的两个独立样本, 试证:

$$\frac{n_2 \sigma_2^2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sigma_1^2 \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \mu_2)^2} \sim F(n_1, n_2).$$

证明:

由于 $\frac{X_i - \mu_1}{\sigma_1} \sim N(0, 1), \frac{Y_i - \mu_2}{\sigma_2} \sim N(0, 1)$,

则 $\sum_{i=1}^{n_1} \left(\frac{X_i - \mu_1}{\sigma_1}\right)^2 \sim \chi^2(n_1), \sum_{i=1}^{n_2} \left(\frac{Y_i - \mu_2}{\sigma_2}\right)^2 \sim \chi^2(n_2)$,

进一步, 由定理 1.2.3, $\frac{\sum_{i=1}^{n_1} \left(\frac{X_i - \mu_1}{\sigma_1}\right)^2 / n_1}{\sum_{i=1}^{n_2} \left(\frac{Y_i - \mu_2}{\sigma_2}\right)^2 / n_2} \sim F(n_1, n_2)$,

故 $\frac{n_2 \sigma_2^2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sigma_1^2 \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \mu_2)^2} \sim F(n_1, n_2)$ 。证毕。