

5.4 三大抽样分布

2. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自 $N(\mu, 16)$ 的样本, 问 n 多大时才能使得 $P(|\bar{x} - \mu| < 1) \geq 0.95$ 成立?

解:

由于 $\bar{x} \sim N(\mu, \frac{16}{n})$, 根据切比雪夫不等式,

$$P(|\bar{x} - E\bar{x}| < \varepsilon) \geq 1 - \frac{\text{Var } \bar{x}}{\varepsilon^2}$$

$$P(|\bar{x} - \mu| < 1) \geq 1 - \frac{16}{n}$$

$$\frac{16}{n} = 0.95 \Rightarrow n = \frac{16}{0.95} = \frac{320}{19} \approx 16.8421052631579$$

因为 n 为整数, 所以 n 至少为 17 时才能使得 $P(|\bar{x} - \mu| < 1) \geq 0.95$ 成立。 □

4. 由正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 抽取容量为 20 的样本, 试求 $P\left(10\sigma^2 \leq \sum_{i=1}^{20} (x_i - \mu)^2 \leq 30\sigma^2\right)$ 。

解:

由于 $s^2 = \frac{1}{19} \sum_{i=1}^{20} (x_i - \mu)^2$, $\frac{19s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 所以 $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (x_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n-1)$ 。 所以

$$\begin{aligned} P\left(10\sigma^2 \leq \sum_{i=1}^{20} (x_i - \mu)^2 \leq 30\sigma^2\right) &= P\left(10 \leq \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{20} (x_i - \mu)^2 \leq 30\right) \\ &= \int_{10}^{30} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{20}{2}}}{\Gamma\left(\frac{20}{2} - 1\right)} y^{\frac{20}{2} - 1} e^{-\frac{y}{2}} dy = \int_{10}^{30} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{10}}{9!} y^9 e^{-\frac{y}{2}} dy \approx 0.898318281994385 \end{aligned}$$

$$\int_{10}^{30} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{10}}{9!} x^9 e^{-\frac{x}{2}} dx \approx 0.898318282$$

□

6. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自 $N(\mu, 1)$ 的样本, 试确定最小的常数 c , 使得对任意的 $\mu \geq 0$, 有 $P(|\bar{x}| < c) \leq \alpha$ 。

解:

这题什么意思? 当 $\mu = 0$ 时, 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $\bar{x} \rightarrow 0$, $P(|\bar{x}| < c) \rightarrow 1$, 怎么可能 $P(|\bar{x}| < c) \leq \alpha$ 呢? □

8. 设随机变量 $X \sim F(n, m)$, 证明 $Z = \frac{n}{m}X / \left(1 + \frac{n}{m}X\right)$ 服从贝塔分布, 并指出其参数。

证明:

设 $Y = \frac{n}{m}X$, 则

$$p_Y(y) = \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} y^{\frac{m}{2}-1} (1+y)^{-\frac{m+n}{2}}$$

$$Z = \frac{Y}{1+Y} = 1 - \frac{1}{1+Y} \implies Y = \frac{1}{1-Z} - 1 = \frac{Z}{1-Z}$$

所以

$$p_Z(z) = \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(\frac{z}{1-z}\right)^{\frac{m}{2}-1} \left(\frac{1}{1-z}\right)^{-\frac{m+n}{2}}$$

$$= \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(\frac{z}{1-z}\right)^{\frac{m}{2}} \left(\frac{1-z}{z}\right) (1-z)^{\frac{m}{2}} (1-z)^{\frac{n}{2}}$$

$$= \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} z^{\frac{m}{2}} (1-z)^{\frac{n}{2}} \left(\frac{1-z}{z}\right)$$

$$= \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} z^{\frac{m}{2}-1} (1-z)^{\frac{n}{2}+1}$$

所以 Z 服从贝塔分布, 其参数为 $\frac{m}{2}$ 和 $\frac{n}{2}$. □

9. 设 x_1, x_2 是来自 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 试求 $Y = \left(\frac{x_1 + x_2}{x_1 - x_2}\right)^2$ 的分布。

解:

$$Y = \left(\frac{x_1 + x_2}{x_1 - x_2}\right)^2 = \left(\frac{\frac{x_1}{x_2} + 1}{\frac{x_1}{x_2} - 1}\right)^2 = \left(1 + \frac{2}{\frac{x_1}{x_2} - 1}\right)^2$$

其中 $\frac{x_1}{x_2}$ 的概率密度函数为

$$p_{\frac{x_1}{x_2}}(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| p(x, tx) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \phi(x) \phi(tx) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\sigma^2 x^2}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\sigma^2 t^2 x^2}{2}} dx$$

$$= \frac{1}{\sigma^2 \pi} \int_0^{+\infty} x e^{-\frac{\sigma^2 x^2}{2}(1+t^2)} dx = \frac{1}{\pi \sigma^4 (t^2 + 1)}$$

设随机变量 $Z = 1 + \frac{2}{\frac{x_1}{x_2} - 1}$, 则 $\frac{x_1}{x_2} = 1 + \frac{2}{Z-1}$, $Y = Z^2$, 所以

$$p_Z(z) = \frac{1}{\pi \sigma^4 \left[\left(1 + \frac{2}{z-1}\right)^2 + 1 \right]} = \frac{(z-1)^2}{\pi \sigma^4 ((z-1)^2 + (z+1)^2)}$$

$$p_Y(y) = p_Z(\sqrt{y}) + p_Z(-\sqrt{y}) = \frac{(\sqrt{y}-1)^2}{\pi \sigma^4 ((\sqrt{y}-1)^2 + (\sqrt{y}+1)^2)} + \frac{(\sqrt{y}+1)^2}{\pi \sigma^4 ((\sqrt{y}-1)^2 + (\sqrt{y}+1)^2)}$$

$$= \frac{-2\sqrt{y} + y + 1}{\pi \sigma^4 (y + 1)}$$

此即为 Y 的概率密度函数。 □