

## § 7.3 抽样分布定理

抽样分布：设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是取自总体  $X$  的一个样本， $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是统计量，称此统计量所服从的分布为**抽样分布**。

### 一、一个正态总体的抽样分布

设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是取自总体  $X$  的一个样本，其样本均值为 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ，样本方差为 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 。我们就先来看看这两个统计量的分布情况。

**定理：** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是取自总体  $X$  的一个样本  
且  $E(X) = u, D(X) = \sigma^2$  则  $E(\bar{X}) = u, D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$

**证明：** 因  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本，故

$$E(X_i) = E(X) = u, D(X_i) = D(X) = \sigma^2 (i = 1, 2, \dots, n)$$

且  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立。于是有  $E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right)$

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

该定理说明，样本容量越大，方差越小，从而样本均值越来越接近总体的平均值。

**定理7.3:** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是取自总体  $X : N(u, \sigma^2)$  的一个样本, 则

$$(1) \quad \bar{X} : N(u, \frac{\sigma^2}{n}); \quad (2) \quad \frac{\bar{X} - u}{\sigma / \sqrt{n}} : N(0, 1);$$

$$(3) \quad \text{若记 } Y = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - u)^2, \text{ 则 } Y : \chi^2(n)。$$

**证明:** (1) 因  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立且都服从正态分布  $N(u, \sigma^2)$ , 故  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  也服从正态分布, 故有

$$\bar{X} : N(u, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$E(\bar{X}) = u, \quad D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n};$$

(2) 将  $\bar{X}$  标准化, 有  $\frac{\bar{X} - u}{\sigma / \sqrt{n}} : N(0, 1).$

(3) 由条件知  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立且

$$X_i : N(u, \sigma^2), \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

故  $\frac{X_i - u}{\sigma} : N(0, 1), \quad i = 1, 2, \dots, n$  , 从而有

$\frac{X_1 - u}{\sigma}, \frac{X_2 - u}{\sigma}, \dots, \frac{X_n - u}{\sigma}$  相互独立, 再由  $\chi^2$  的

定义知:  $Y = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - u)^2 = \sum_{i=1}^n \left( \frac{X_i - u}{\sigma} \right)^2 : \chi^2(n).$

**例：**已知某地区有110kw 的电网，在一般情况下电压的 值（单位：千瓦）  $V : N(110, 5.5^2)$  若在某天内随机进行了16次电压值测试。试问其样本均值  $\bar{V}$  与110kw 的偏差小于 4kw 的概率是多少？

**分析：**问题的关键在于要知道正态总体样本均值  $\bar{V}$  的分布。

**解：**由题意知，总体  $V \sim N(110, 5.5^2)$ ，样本容量为  $n=16$ ，由以上定理有  $\bar{V} \sim N(110, \frac{5.5^2}{16}) = N(110, 1.375^2)$ 。  
于是，所求概率为

$$P(|\bar{V} - 110| < 4) = P\left(\left|\frac{\bar{V} - 110}{1.375}\right| < \frac{4}{1.375} = 2.91\right) = 2\Phi(2.91) - 1 = 0.9964.$$

**注：**由上可见，不管总体方差如何，但只要样本容量足够大，则样本均值与总体均值之间大于  $4\sigma$  的概率是很小的。由此可以想见，当容量充分大时，就可以认为样本均值就是总体均值。

在实际问题中，一个正态总体  $X \sim N(u, \sigma^2)$  的参数  $u, \sigma^2$  往往是未知的，这时，我们就可以用样本均值  $\bar{X}$  来估计总体均值  $u$ ，用样本方差  $S^2$  或二阶中心矩  $B_2$  来估计总体方差  $\sigma^2$ 。

**定理7.4:** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是正态总体  $X \sim N(u, \sigma^2)$  的样本, 则

(1)  $\bar{X}$  与  $S^2$  相互独立;

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

证明不作要求。

**定理7.5:** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是正态总体  $X \sim N(u, \sigma^2)$  的样本, 则

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

由样本均值的抽样分布知:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \text{即 } U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

由方差的抽样分布知:

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

由于  $\bar{X}$  与  $S^2$  独立, 则  $U$  与  $V$  也独立。

由t分布的定义知

$$T = \frac{U}{\sqrt{V / (n-1)}} = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1),$$



**注：**需要说明的是，上述定理 2、3、4 仅适用于正态总体，而非正态总体的抽样问题要复杂得多。但中心极限定理告诉我们，只要样本容量足够大，抽样问题是可以转化为近似正态分布问题来加以解决，即

**定理7.6：**设 $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体 $X$ 的样本，若 $E(X)=u$

$D(X)=\sigma^2$ ，则当 $n$ 充分大时，近似地有

$$(1) \quad \bar{X} : N(u, \frac{\sigma^2}{n}); \quad (2) \quad \frac{\bar{X} - u}{S / \sqrt{n}} : N(0, 1).$$

(注：由中心极限定理可证)。

## 二、两个正态总体的抽样分布

设 $X$ ,  $Y$ 是两个正态总体,  $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$ 是来自  $X$  的样本,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  是来自 $Y$  的样本, 记

$$\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i, \quad \text{为} X \text{ 的样本均值;}$$

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 \quad \text{为} X \text{ 的样本方差;}$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_i, \quad \text{为} Y \text{ 的样本均值;}$$

$$S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2 \quad \text{为} Y \text{ 的样本方差。}$$

**定理7.7-9** 设两总体  $X : N(u_1, \sigma_1^2)$ ,  $Y : N(u_2, \sigma_2^2)$  相互独立, 则

(1)  $\bar{X} - \bar{Y} : N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2)$ , 将其标准化, 有  $U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} : N(0, 1)$ ;

(2) 若  $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$ , 则

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} : t(n_1 + n_2 - 2);$$

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} : F(n_1 - 1, n_2 - 1). \quad \text{其中 } S_w = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}.$$

**证明:** (1) 由题意知  $\bar{X} : N(u_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$ ,  $\bar{Y} : N(u_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$

且  $\bar{X}$  与  $\bar{Y}$  相互独立。 由定理 3.5.5 知它们的线性组合

$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$  将其标准化, 有

$$U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} : N(0,1);$$

(2) 由 (1) 知, 当  $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$  时, 有

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

又由方差的抽样分布知

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

且二者相互独立。由分布的可加性有

$$V = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$$

且U与V相互独立。由t分布的定义知

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

$$\text{其中 } S_W = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}.$$

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

且相互独立，由F分布的定义：

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

**例** 设总体 $X \sim N(0, 0.64)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体 $X$

样本, 记  $Y_n = \sum_{i=1}^n X_i^2$ , 若要使得

$$P(Y_n \leq 25) \geq 0.9,$$

问 $n$ 至少要去多大?

**解：**  $Q\ X : N(0, 0.8^2), \therefore \frac{X}{0.8} : N(0, 1).$

由于  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本，从而

$\frac{X_i}{0.8} : N(0, 1), i = 1, 2, \dots, n$  且它们相互独立。由  $\chi^2$  分

布的定义知  $\frac{Y_n}{0.8^2} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{X_i}{0.8} \right)^2 : \chi^2(n)$ ，于是有

$$0.9 \leq P(Y_n \leq 25) = P\left(\frac{Y_n}{0.8^2} \leq \frac{25}{0.8^2}\right) = P\left(\frac{Y_n}{0.8^2} \leq 39.0625\right),$$

$$\chi_{0.9}^2(n) \leq 39.0625, \quad n \leq 28.$$



**例** 设  $X_1, X_2, \dots, X_9$  是来自正太总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本, 令

$$Y_1 = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 X_i, Y_2 = \frac{1}{3} \sum_{i=7}^9 X_i,$$

$$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, Z = \frac{Y_1 - Y_2}{S}.$$

求:  $a$  使得  $P(Z \leq a) = 0.90$ .

解：显然  $Y_1 : N(\mu, \frac{\sigma^2}{6})$ ,  $Y_2 : N(\mu, \frac{\sigma^2}{3})$  且  $Y_1$  与  $Y_2$  相互独立,

于是有  $Y_1 - Y_2 : N(0, \frac{\sigma^2}{6} + \frac{\sigma^2}{3}) = N(0, \frac{\sigma^2}{2})$

所以  $\frac{Y_1 - Y_2}{\sqrt{\sigma^2/2}} = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{\sigma} : N(0, 1)$

因  $Y_2, S^2$  分别为 样本容量为3的样本  $X_7, X_8, X_9$

的均值与方差, 故  $Y_2, S^2$  相互独立且

$\frac{2S^2}{\sigma^2} : \chi^2(2)$  从而  $\frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{\sigma}, \frac{2S^2}{\sigma^2}$  相互独立。

由 t 分布的定义有  $\frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)/\sigma}{\sqrt{(2S^2/\sigma^2)/2}} = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} : t(2).$

**例** 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是  $X$  的样本, 求

$$(1) \quad P(0.26\sigma^2 \leq \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \mu)^2 \leq 2.3\sigma^2),$$

$$(2) \quad P(0.26\sigma^2 \leq \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 \leq 2.3\sigma^2), \text{ 其中}$$

$$\bar{X} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} X_i.$$

解：因  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 故  $\frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ .

于是  $\sum_{i=1}^{10} \left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(10)$ .

$$P(0.26\sigma^2 \leq \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \mu)^2 \leq 2.3\sigma^2)$$

$$= P(2.6 \leq \sum_{i=1}^{10} \left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \leq 23)$$

$$= P(2.6 \leq \chi^2(10) \leq 23) = 0.98.$$

由样本方差的抽样分布有

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

$$P(0.26\sigma^2 \leq \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 \leq 2.3\sigma^2)$$

$$= P(2.6 \leq \sum_{i=1}^{10} \left( \frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 \leq 23)$$

$$= P(2.6 \leq \chi^2(10-1) \leq 23) = 0.97.$$

**例题、** 设  $\bar{X}$  与  $S^2$  分别为来自正态总体  $N(u, \sigma^2)$  的样本均值和方差, 则下列说法正确的是\_\_\_\_\_。

A.  $(\bar{X})^2 = S^2$

B.  $\frac{(\bar{X})^2}{S^2} : F(1, n-1)$

C.  $(\bar{X})^2$  与  $S^2$  相关

D.  $(\bar{X})^2$  与  $S^2$  不相关

**例题、** 设总体  $X : N(1, 3)$ ,  $X_1, X_2, X_3$  为来自  $X$  的样本, 记  $\bar{X} = \frac{1}{3}(X_1 + X_2 + X_3)$ , 则由抽样分布定理, 概率  $P(0 < \bar{X} < 2) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

A.  $2 - 2\Phi(1)$

B.  $2\Phi(1) - 1$

C.  $\Phi(1)$

D.  $1 - \Phi(1)$