

第12章 數學附錄

- 一 設 $X_1 \sim (\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim (\mu_2, \sigma_2^2)$, 且 X_1 與 X_2 獨立, 自 X_1 與 X_2 中獨立隨機抽取二個大樣本 ($n_1 \geq 30, n_2 \geq 30$)^O, 則 $\mu_1 - \mu_2$ 的信賴區間為 $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \pm Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$, 其中

$$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{(\sigma_1^2/n_1) + (\sigma_2^2/n_2)}$$

證明 ① 估計 $\mu_1 - \mu_2$ 時, 選擇 $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ 為點估計式

② 依據中央極限定理可得

$$\bar{X}_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2/n_1), \quad \bar{X}_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2/n_2)$$

再依據常態分配加法定理可得 $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ 的抽樣分配:

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2)$$

③ 由於 $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ 為常態分配, 因此可得 $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ 的 $(1-\alpha)$ 的機率區間為:

$$P(|(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)| \leq Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}) = 1 - \alpha$$

其中 $\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{(\sigma_1^2/n_1) + (\sigma_2^2/n_2)}$

④ 根據上面的機率區間可得 $(\mu_1 - \mu_2)$ 的 $(1-\alpha)$ 的信賴區間為:

$$\begin{aligned} P((\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}) \\ = 1 - \alpha \end{aligned}$$

- 二 證明 $E(S_p^2) = \sigma^2$, 即 S_p^2 為 σ^2 的不偏估計式。

證明

$$\begin{aligned} E\left(\frac{\sum(X_1 - \bar{X}_1)^2 + \sum(X_2 - \bar{X}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}\right) \\ &= \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} E[\sum(X_1 - \bar{X}_1)^2 + \sum(X_2 - \bar{X}_2)^2] \\ &= \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} [E(\sum(X_1 - \bar{X}_1)^2) + E(\sum(X_2 - \bar{X}_2)^2)] \\ &= \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} [(n_1 - 1)E\left(\frac{\sum(X_1 - \bar{X}_1)^2}{n_1 - 1}\right) + (n_2 - 1)E\left(\frac{\sum(X_2 - \bar{X}_2)^2}{n_2 - 1}\right)] \\ &= \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} [(n_1 - 1)\sigma^2 + (n_2 - 1)\sigma^2] \\ &= \frac{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}{n_1 + n_2 - 2} \sigma^2 = \sigma^2 \end{aligned}$$

因只要 X_1, X_2 為常態分配, 且其變異數均為 σ^2

$$E\left(\frac{\sum(X_1 - \bar{X}_1)^2}{n_1 - 1}\right) = \sigma^2, \quad E\left(\frac{\sum(X_2 - \bar{X}_2)^2}{n_2 - 1}\right) = \sigma^2$$

三 設 $X_1 \sim (\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim (\mu_2, \sigma_2^2)$, 且 X_1 與 X_2 獨立, 自 X_1 與 X_2 中獨立隨機抽取二個大樣本 ($n_1 \geq 30, n_2 \geq 30$) 則 $\mu_1 - \mu_2$ 的信賴區間為 $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \pm Z_{\alpha/2} \cdot S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$, 其中

$$S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{(S_1^2/n_1) + (S_2^2/n_2)}$$

證明 根據中央極限定理可得

$$\bar{X}_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2/n_1), \quad \bar{X}_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2/n_2)$$

再依據常態分配加法定理可得

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2)$$

或

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

但因 σ_1^2, σ_2^2 未知, 以 S_1^2, S_2^2 分別估計 σ_1^2 與 σ_2^2 , 在大樣本的情況下, S_1^2 與 S_2^2 均為 σ_1^2, σ_2^2 的一性估計式, 因此下式趨近標準常態分配

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

因此可利用 Z 分配求得 $\mu_1 - \mu_2$ 的信賴區間:

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \pm Z_{\alpha/2} \cdot S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$$

<四> 設 $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$, $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, X, Y 獨立, 且 $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2 = \sigma^2$ 。自 X, Y 中隨機抽取二個獨立樣本, 其樣本數分別為 n_X 與 n_Y 。令 $\bar{X}, S_X^2, \bar{Y}, S_Y^2$ 分別為二個樣本之平均數與變異數, 則

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_X - \mu_Y)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}} \sim t_{n_X + n_Y - 2} \quad \textcircled{1}$$

其中 $S_p = \left(\frac{(n_X - 1)S_X^2 + (n_Y - 1)S_Y^2}{n_X + n_Y - 2}\right)^{\frac{1}{2}}$

證明 ①式的左邊為:

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_X - \mu_Y)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}}$$

$$= \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_X - \mu_Y) / \sigma \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}}{S_p / \sigma} \quad (\text{分子分母同除以 } \sigma^2)$$

(因 $\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}} \sim N(0,1)$)

(分母部份上下乘以 $(n_1 + n_2 - 2)$ ，並開根號)

$$= \frac{Z}{\sqrt{\frac{(n_X + n_Y - 2)S_p^2}{\sigma^2(n_X + n_Y - 2)}}} = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi_{n_X+n_Y-2}^2}{n_X + n_Y - 2}}} \sim t_{n_X+n_Y-2}$$

因為 $\frac{(n_X + n_Y - 2)S_p^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_X+n_Y-2}^2$

證明請參閱下面

$$\begin{aligned} \frac{(n_X + n_Y - 2)S_p^2}{\sigma^2} &= \frac{(n_X - 1)S_X^2 + (n_Y - 1)S_Y^2}{\sigma^2} \\ &= \frac{(n_X - 1)S_X^2}{\sigma^2} + \frac{(n_Y - 1)S_Y^2}{\sigma^2} \\ &= \chi_{n_X-1}^2 + \chi_{n_Y-1}^2 \quad (\text{根據第11章附錄}) \\ &= \chi_{n_X+n_Y-2}^2 \quad (\text{根據卡方分配的加法定理}) \end{aligned}$$

五 設 $X \sim (\mu_X, \sigma_X^2)$ ， $Y \sim (\mu_Y, \sigma_Y^2)$ ， X 、 Y 獨立。自 X 、 Y 中隨機抽取 n_X 與 n_Y 為二個樣本，令 S_X^2 代表第一個樣本之變異數； S_Y^2 為第二個樣本之變異數，則

$$\frac{S_X^2 / \sigma_X^2}{S_Y^2 / \sigma_Y^2} \sim F_{n_X-1, n_Y-1}$$

證明 根據第10章數學附錄可知：

$$\frac{(n_X - 1)S_X^2}{\sigma_X^2} \sim \chi_{n_X-1}^2, \quad \frac{(n_Y - 1)S_Y^2}{\sigma_Y^2} \sim \chi_{n_Y-1}^2$$

上兩式相除可證得：

$$\frac{(n_X - 1)S_X^2 / \sigma_X^2 (n_X - 1)}{(n_Y - 1)S_Y^2 / \sigma_Y^2 (n_Y - 1)} = \frac{\chi_{n_X-1}^2 / n_X - 1}{\chi_{n_Y-1}^2 / n_Y - 1} = \frac{S_X^2 / \sigma_X^2}{S_Y^2 / \sigma_Y^2} \sim F_{n_X-1, n_Y-1}$$

六 根據 F 分配的倒數性質，求左尾 α 機率的 F 值為：

$$F_{v_1, v_2, 1-\alpha} = \frac{1}{F_{v_2, v_1, \alpha}}$$

證明 左尾 α 機率的 F 值表為 $F_{v_1, v_2, 1-\alpha}$ ，可表為：

$$P(F_{v_1, v_2} \leq F_{v_1, v_2, 1-\alpha}) = \alpha$$

取倒數可得 $P\left(\frac{1}{F_{v_1, v_2}} \geq \frac{1}{F_{v_1, v_2, 1-\alpha}}\right) = \alpha$ ①

因自由度 v_2, v_1 的右尾 α 機率的 F 值可表為 $F_{v_2, v_1, \alpha}$ ，因此①式可表為

$$P(F_{v_2, v_1} \geq F_{v_2, v_1, \alpha}) = \alpha$$
 ②

比較①②可知：

$$\frac{1}{F_{v_1, v_2, 1-\alpha}} = F_{v_2, v_1, \alpha}, \quad F_{v_1, v_2, 1-\alpha} = \frac{1}{F_{v_2, v_1, \alpha}}$$