

單元 13: μ 與 $\mu_1 - \mu_2$ 的小樣本 信賴區間 (課本 §8.8)

一. 在條件 (i) σ^2 未知與條件 (ii) 樣本太小無法採用大樣本法則下, μ 的信賴區間. 設

$$Y_1, \dots, Y_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$$

且

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$$

以及

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

考慮一個樞紐量

$$\begin{aligned} T &= \frac{\bar{Y} - \mu}{S/\sqrt{n}} = \frac{(\bar{Y} - \mu)/\sigma/\sqrt{n}}{\sqrt{(n-1)S^2/(\sigma^2(n-1))}} \\ &= \frac{Z}{\sqrt{\chi^2(n-1)/(n-1)}} \sim T(n-1) \end{aligned}$$

此乃因爲 \bar{Y} 與 S^2 相互獨立, 得

$$\frac{\bar{Y} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

與

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

相互獨立，並由 t 分布的定義所致。

接著，由表 5，選取 $t_{\alpha/2}$ 使得

$$P(-t_{\alpha/2} \leq T(n-1) \leq t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

如圖示，或

$$R : t_{\alpha/2} = \text{qt}(1 - \alpha/2, \text{df} = n - 1)$$

由此得，

$$P\left(-t_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{Y} - \mu}{S/\sqrt{n}} \leq t_{\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

整理，得

$$\begin{aligned} P\left(\bar{Y} - t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right) \leq \mu \leq \bar{Y} + t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right)\right) \\ = 1 - \alpha \end{aligned}$$

因此， μ 的信賴係數為 $1 - \alpha$ 的信賴區間為

$$\left(\bar{Y} - t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right), \bar{Y} + t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right)\right)$$

例 1. 一種新火藥在 8 發子彈的測試下, 得槍口速度為

3005, 2925, 2935, 2965

以及

2995, 3005, 2937, 2905

試求在信賴係數 0.95 下, 真實平均槍口速度 μ 的信賴區間. 另假設槍速度近似於常態分布.

<解> 因為 (i) 小樣本 (又近似常態分布) 且 (ii) 未知變異數, 故可採用

$$T = \frac{\bar{Y} - \mu}{S/\sqrt{n}}$$

作為 μ 的樞紐量. 則一 95% 信賴區間為

$$\left(\bar{Y} - t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}} \right), \bar{Y} + t_{\alpha/2} \left(\frac{S}{\sqrt{n}} \right) \right)$$

其中 $P(T(n-1) > t_{\alpha/2}) = 0.025$.

由假設及計算, 得

$$\bar{y} = 2959 \text{ 且 } s = 39.1$$

由表 5, 當 $n = 8$ 時,

$$P(T(7) > 2.365) = 0.025$$

得 $t_{\alpha/2} = 2.365$. 因此, 一 95% 信賴區間為

$$\left(2959 - 2.365 \left(\frac{39.1}{\sqrt{8}} \right), 2959 + 2.365 \left(\frac{39.1}{\sqrt{8}} \right) \right) \\ = (2926.3, 2991.7)$$

或 R:

```
y = scan() # 輸入資料
ybar = mean(y)
s = sd(y)
t = qt(0.975, df=7)
ybar-t*s/sqrt(8)
ybar+t*s/sqrt(8)
```

二. 在條件 (i) 共同的變異數 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知及條件 (ii) 小樣本下, $\mu_1 - \mu_2$ 的信賴區間. 設

$$Y_{11}, \dots, Y_{1n_1} \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

且

$$Y_{21}, \dots, Y_{2n_2} \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

以及此二組樣本亦相互獨立. 令

$$\bar{Y}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} Y_{1i} \quad \text{且} \quad \bar{Y}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_{2i}$$

若 $\theta = \mu_1 - \mu_2$, 則一不偏估計量為

$$\hat{\theta} = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

此乃因為

$$\bar{Y}_1 \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right), \quad \bar{Y}_2 \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

且 \bar{Y}_1 與 \bar{Y}_2 相互獨立所致.

因此, 在 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 的假設下,

$$\begin{aligned} Z &\stackrel{\text{def}}{=} \frac{(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \\ &= \frac{(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1) \end{aligned}$$

但此時 Z 未達樞紐量的標準, 因為 σ 未知.

接著, 需求一 σ^2 的不偏估計量. 可考慮共用估計量 (pooled estimator)

$$\begin{aligned} S_p^2 &\stackrel{\text{def}}{=} \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (Y_{1i} - \bar{Y}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (Y_{2i} - \bar{Y}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2} \\ &= \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \end{aligned}$$

則, 因為 S_1^2 與 S_2^2 分別是 σ_1^2 與 σ_2^2 的不偏估計量且在 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 的假設下, 得

$$\begin{aligned} E(S_p^2) &= \frac{(n_1 - 1)E(S_1^2) + (n_2 - 1)E(S_2^2)}{n_1 + n_2 - 2} \\ &= \frac{(n_1 - 1)\sigma_1^2 + (n_2 - 1)\sigma_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \\ &= \frac{(n_1 + n_2 - 2)\sigma^2}{n_1 + n_2 - 2} = \sigma^2 \end{aligned}$$

故 S_p^2 是一 σ^2 的不偏估計量.

此外,

$$\begin{aligned} \frac{(n_1 + n_2 - 2)S_p^2}{\sigma^2} &= \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \\ &\sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2) \end{aligned}$$

此乃因為

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$$

且

$$\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

以及 S_1^2 與 S_2^2 相互獨立所致. 最後, 由 \bar{Y}_1, \bar{Y}_2 與 S_1^2, S_2^2 相互獨立可導出 Z 與 S_p^2 亦相互獨立.

因此, 由 t 分布的定義,

$$\begin{aligned} T &\stackrel{\text{def}}{=} \frac{Z}{\sqrt{\frac{(n_1+n_2-2)S_p^2}{\sigma^2(n_1+n_2-2)}}} \\ &= \frac{(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) - (\mu_1 - \mu_2) \frac{\sigma}{S_p}}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \\ &= \frac{(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim T(n_1 + n_2 - 2) \end{aligned}$$

可作為 $\mu_1 - \mu_2$ 的樞紐量.

最後, 經由類似於第一部分的計算整理, 得信賴係數為 $-\alpha$ 的 $\mu_1 - \mu_2$ 的信賴區間為

$$\left(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 - t_{\alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 + t_{\alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right)$$

其中

$$P(T(n_1 + n_2 - 2) > t_{\alpha/2}) = \frac{\alpha}{2}$$

且

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

例 2. 在兩種組裝程序訓練下, 組裝零件所需的時間樣本分別為,

標準程序: 32 37 35 28 41 44
35 31 34

新程序: 35 31 29 25 34 40
27 32 31

樣本大小分別為 $n_1 = 9$ 與 $n_2 = 9$. 試以信賴係數 0.95 估計真實的期望值差 $\mu_1 - \mu_2$. 又假設 (i) 組裝時間近似於常態分布與 (ii) $\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$ 且兩組樣本相互獨立.

<解> 由假設, 可採用

$$T = \frac{(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

作為 $\mu_1 - \mu_2$ 的樞紐量. 因此, 一 95% 信賴區間界限為

$$(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2) \pm t_{\alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

此處

$$\bar{y}_1 = 35.22, \quad \bar{y}_2 = 31.56$$

以及

$$\sum_{i=1}^9 (y_{1i} - \bar{y}_1)^2 = 195.56$$

與

$$\sum_{i=1}^9 (y_{2i} - \bar{y}_2)^2 = 160.22$$

且得

$$\begin{aligned} S_p^2 &= \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \\ &= \frac{195.56 + 160.22}{9 + 9 - 2} = 22.24 \end{aligned}$$

又由表 5,

$$P(Y(16) > 2.120) = 0.025$$

故 $t_{\alpha/2} = 2.120$. 因此, 95% 信賴區間界限為

$$\begin{aligned} &(35.22 - 31.56) \pm (2.120)\sqrt{22.24}\sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{9}} \\ &= 3.66 \pm 4.71 \end{aligned}$$

得信賴區間為 $(-1.05, 8.37)$. 因為此區間含有正負值, 而無法判斷此二種訓練程序有差異.

或 R:

```
y1 = scan() # 輸入第一組資料
y2 = scan() # 輸入第二組資料
n1 = length(y1)
```

```
n2 = length(y2)
y1bar = mean(y1)
y2bar = mean(y2)
s12 = var(y1)
s22 = var(y2)
sp2 = ((n1-1)*s12+(n2-1)*s22)/(n1+n2-2)
t = qt(0.975, n1+n2-2)
(y1bar-y2bar)-t*sqrt(sp2)*sqrt(1/n1+1/n2)
(y1bar-y2bar)+t*sqrt(sp2)*sqrt(1/n1+1/n2)
```