

統計學

第八章 推論(一) — 估計

8-1 統計推論的概念

8-2 點估計的意義與內容

8-3 優良估計量的評判準則

8-4 區間估計的概念

8-5 常態母體平均數的區間估計

8-6 常態母體變異數的區間估計

8-7 點二項母體分配比例之區間估計

8-8 樣本大小的決定

書號：512282

編著 江建良



普林斯頓國際有限公司

8-1 統計推論的概念

統計推論 (statistical inference)，即是由樣本推論母體的種種理論與方法。統計推論分為兩個步驟進行：

1. 先確立母體分配的型態
2. 對該母體分配進行未知母數的推論。

● 母體分配的型態：

✚ 連續性母體：

一般均假設為**常態分配**。

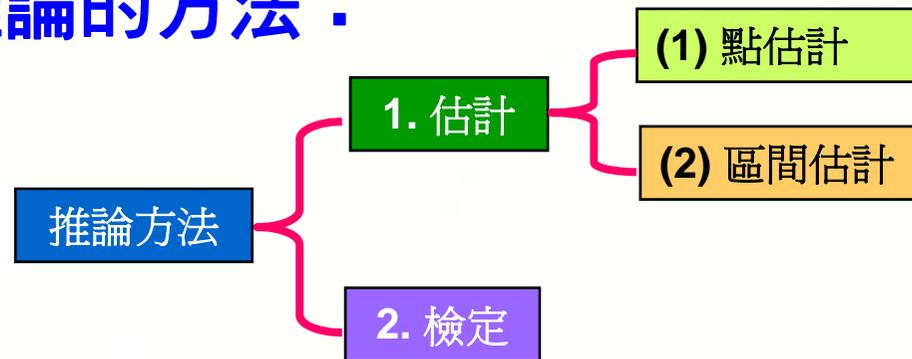
✚ 間斷性母體：

間斷性母體的分配型態，通常較易確定，即所謂的**點二項分配**。



8-1 統計推論的概念

● 統計推論的方法：



✚ 估計：

- (1) 點估計：只根據樣本資料求算一個值來推估未知母數。
- (2) 區間估計：不僅考慮點估計之值，更考慮推估可能產生的估計誤差。即對未知母數提供一個可能範圍的方法。

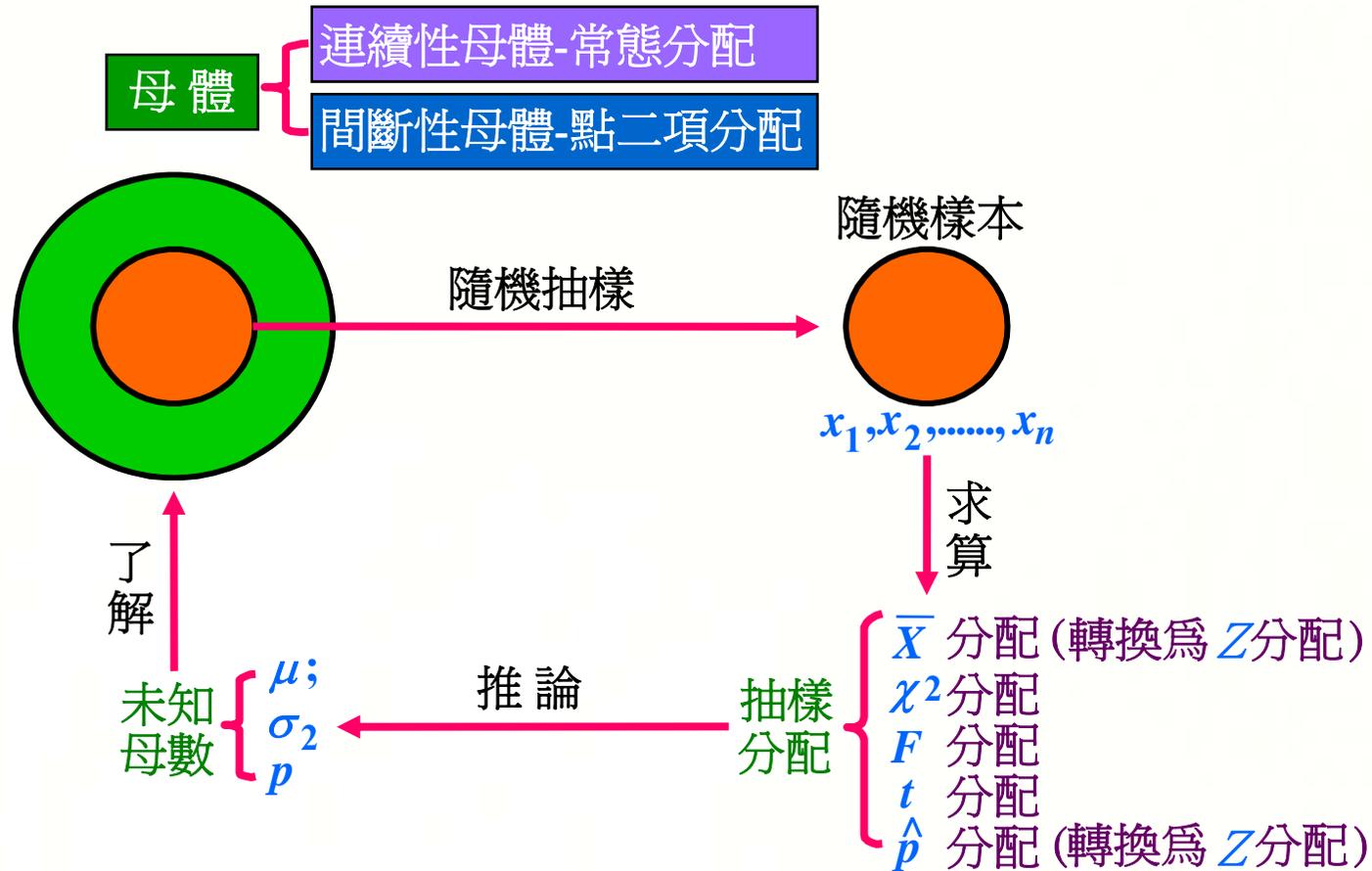
✚ 檢定：

對母體資料有適當的訊息，則可先對未知母數設一個假定值，再利用樣本資料的資訊，來測定假定值是否成立的方法。



8-1 統計推論的概念

● 統計推論的理論架構：



8-2 點估計的意義與內容

● 點估計的意義：

即是利用樣本資料求算一個樣本統計量，用以推估母體中未知母數的方法。

● 點估計的內容：

母體未知母數 θ	點估計量 $\hat{\theta}$	與 $\hat{\theta}$ 有關之抽樣分配
母體平均數 μ	\bar{X}	Z, t
母體變異數 σ^2	\hat{S}^2	χ^2
兩母體平均數差 $\mu_1 - \mu_2$	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2$	Z, t
兩母體變異數比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$	$\frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2}$	F
母體比例 P	\hat{P}	Z
兩母體比例差 $P_1 - P_2$	$\hat{P}_1 - \hat{P}_2$	Z



例題 8-1

今就常態母體中，抽取一組樣本，來估計該母體中未知的平均數，試以點估計的方式，說明之。

解： 母體 $\xrightarrow{\text{抽樣}}$ 樣本 $\xrightarrow{\text{建立}}$ 統計量 $\xrightarrow{\text{即}}$ 估計量 $\xrightarrow{\text{求算}}$ 估計值 $\xrightarrow{\text{推估}}$ 未知母數

$$n(\mu, \sigma^2) \rightarrow x_1, x_2, \dots, x_n \rightarrow \hat{\theta} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum X \rightarrow \rightarrow \hat{\theta} \rightarrow \mu$$

$$1, 2, 6, 7 \rightarrow \bar{X} = \frac{1+2+6+7}{4} = 4 \rightarrow \mu$$

(假設抽出 $n=4$ 的情況)



8-3 優良估計量的評判準則

● 不偏性：

係指點估計量 $\hat{\theta}$ 之期望值等於母體母數 θ ，
即 $E(\hat{\theta}) = \theta$ ， $\hat{\theta}$ 稱為 θ 的不偏估計量。

母體母數	不偏估計量
μ	\bar{X}
$\mu_1 - \mu_2$	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2$
σ^2	\hat{S}^2
P	\hat{P}
$P_1 - P_2$	$\hat{P}_1 - \hat{P}_2$



例題 8-2

設 $X_i \sim n(\mu, \sigma^2)$ ，其中 $E(X_i) = \mu, V(X_i) = \sigma^2$ ，試判斷下列何者為 μ 的不偏估計量。

$$(a) \hat{\theta}_1 = \frac{x_1 + 2x_2}{3} \quad (b) \hat{\theta}_2 = \frac{6x_1 + 4x_2}{10}$$

$$(c) \hat{\theta}_3 = \frac{x_1 + 4x_2}{4} \quad (d) \hat{\theta}_4 = \frac{x_1 + x_2}{2}$$

解： (a) $E(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{3}[E(x_1) + 2E(x_2)] = \frac{1}{3}\mu + \frac{2}{3}\mu = \mu$

$$(b) E(\hat{\theta}_2) = \frac{1}{10}[6E(x_1) + 4E(x_2)] = \frac{6}{10}\mu + \frac{4}{10}\mu = \mu$$

$$(c) E(\hat{\theta}_3) = \frac{1}{4}[E(x_1) + 4E(x_2)] = \frac{1}{4}\mu + \mu = \frac{5}{4}\mu \neq \mu$$

$$(d) E(\hat{\theta}_4) = \frac{1}{2}[E(x_1) + E(x_2)] = \frac{1}{2}\mu + \frac{1}{2}\mu = \mu$$

∴ (a), (b), (d) 是不偏估計量，(c) 不是。

由上例可知，只要 $\hat{\theta} = \alpha\hat{\theta}_1 + (1-\alpha)\hat{\theta}_2, 0 < \alpha < 1, E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$ ，則 $\hat{\theta}$ 為 θ 的不偏估計量 [請讀者自行證明]。



8-3 優良估計量的評判準則

● 有效性：

係指在樣本大小 n 固定之下，母數 θ 的所有不偏估計量 $\hat{\theta}$ 中具有最小變異數者，稱為有效不偏估計量。

✚ 相對有效性：

$$\text{R.E.} = \frac{V(\hat{\theta}_1)}{V(\hat{\theta}_2)}$$

若 $\text{R.E.} < 1$ ，則 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效

$\text{R.E.} > 1$ ，則 $\hat{\theta}_2$ 比 $\hat{\theta}_1$ 有效



例題 8-3

試就上例說明何者為有效推定量？(設樣本大小 n 固定)

解：∵ 有效推定量的前提是，樣本大小 n 固定且 $\hat{\theta}$ 為 θ 的不偏估計量，所以以 (a)(b)(d) 比較之。

$$V(\hat{\theta}_1) = V\left(\frac{x_1 + 2x_2}{3}\right) = \frac{5}{9}\sigma^2$$

$$V(\hat{\theta}_2) = V\left(\frac{6x_1 + 4x_2}{10}\right) = \frac{52}{100}\sigma^2$$

$$V(\hat{\theta}_4) = V\left(\frac{x_1 + x_2}{2}\right) = \frac{2}{4}\sigma^2$$

其中 $\hat{\theta}_4$ 最小，所以 $\hat{\theta}_4$ 是三個估計量中最有效的。



例題 8-4

設 $X_i \sim n(\mu, \sigma^2)$ ，則樣本平均數 \bar{X} 與樣本中位數 M_o ，那一個是母體平均數 μ 的優良估計量？已知 $E(M_o) = \mu, V(M_o) = \frac{\pi \sigma^2}{2 \cdot 2} = 1.57 \frac{\sigma^2}{n}$ ，設樣本大小 n 固定。

解： $\because X_i \sim n(\mu, \sigma^2) \quad \therefore \bar{X} \sim n\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

已知 $M_o \sim n\left(\mu, 1.57 \frac{\sigma^2}{n}\right) \quad \therefore E(\bar{X}) = E(M_o) = \mu$

$$\text{由 R.E.} = \frac{V(\bar{X})}{V(M_o)} = \frac{\frac{\sigma^2}{n}}{1.57 \frac{\sigma^2}{n}} = \frac{1}{1.57} < 1$$

$\therefore \bar{X}$ 比 M_o 相對有效。



8-4 區間估計的概念

● 區間估計的意義：

係指根據抽出的樣本資料，先求出未知母數的點估計量(即樣本估計量)，再將點估計量作成抽樣分配，然後利用此抽樣分配建立一個未知母數的可能範圍之方法，稱為區間估計。

● 信賴區間的導出過程：

(1) 機率區間：

$$P(-Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \leq Z \leq Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}) = P\left(-1.96 \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq 1.96\right) = 1 - \alpha = 0.95$$

(2) 信賴區間：

$$\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$



例題 8-5

設 $X_i \sim n(\mu, \sigma^2)$ ， σ^2 為已知數，自其中隨機抽出 n 個樣本，令為 x_1, x_2, \dots, x_n ，設信賴水準 $1 - \alpha = 0.95$ ，試求母數平均數 μ 的信賴區間。

解： (1) 母體分配：常態分配 $f(x) = n(\mu, \sigma^2)$ ， σ^2 為已知。

(2) 抽樣： x_1, x_2, \dots, x_n 之一組隨機樣本。

(3) 點估計量：以 $\hat{\mu} = \bar{X}$ 表示（設點估計量為不偏估計量）。

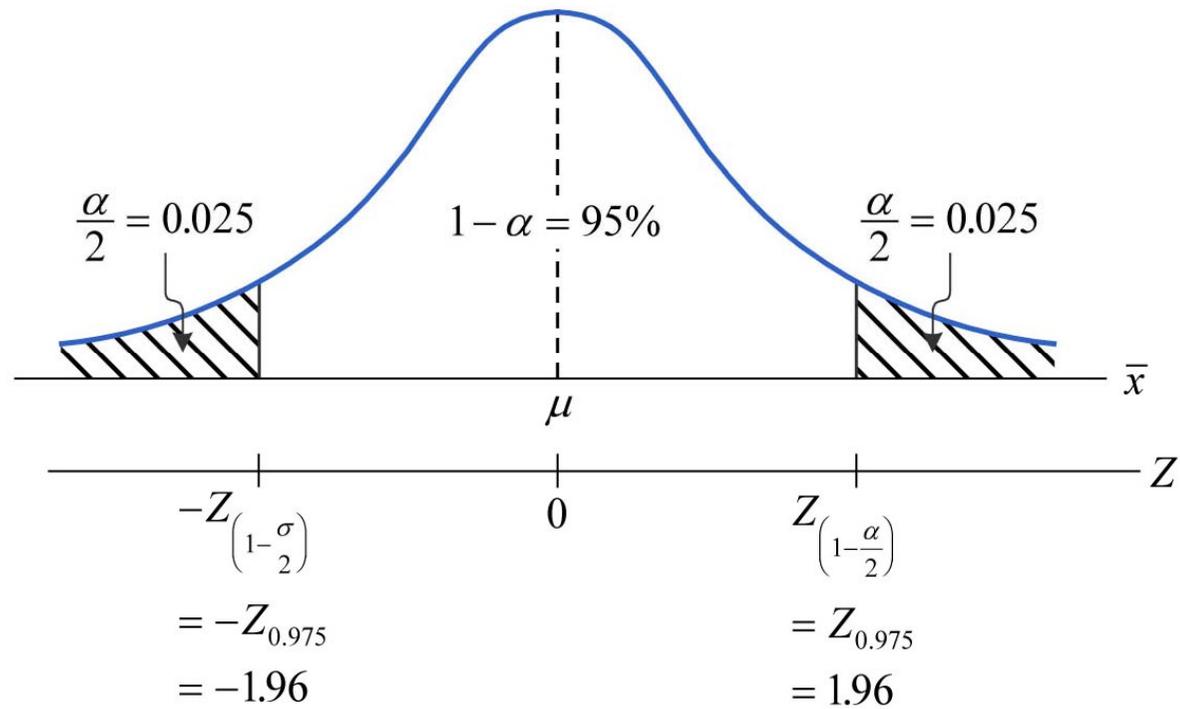
(4) 樣本統計量：將點估計量 \bar{X} ，轉換為標準常態值

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$



(5) 抽樣分配：Z 的抽樣分配，稱 Z 分配為標準常態分配

$$\bar{X} \sim n\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \xrightarrow{\text{標準化}} z \sim n(0, 1)$$



(6) 機率區間： Z 之機率區間為

$$P\left(-Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \leq Z \leq Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}\right) = P\left(-1.96 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq 1.96\right) = 1 - \alpha = 0.95$$

(7) 信賴區間：因為我們的目的是求得 μ 之信賴區間，其型態為 $L \leq \mu \leq U$ ，因此必須對機率區間加以轉換，得

$$P\left(\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0.95$$

[將機率區間各項乘以 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ，再減 \bar{X} ，再乘以 (-1)]



(8) 結論：信賴區間 $L \leq \mu \leq U$

$$\Rightarrow \bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \text{信賴區間的下限 } \bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \\ \text{信賴區間的上限 } \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \end{cases}$$

可記為 μ 的信賴區間

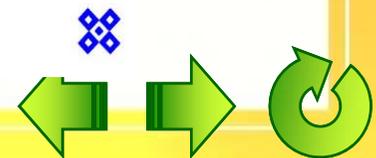
$$\left(\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

或 $\bar{X} \mp 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ (“-” 表示減， “+” 表示加)

上式中， \bar{X} 為點估計量， $1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ 是為抽樣誤差 (或稱誤差界限)，

因此我們亦可以下列通式來表示母體母數的信賴區間，即

母體母數之信賴區間 = 點估計量 \mp 抽樣誤差



8-4 區間估計的概念

● 機率區間與估賴區間的差異：

✚ 機率區間是一個固定區間：

$$P\left(-1.96 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq 1.96\right) = P\left(\underbrace{\mu - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{\text{(固定數)}} \leq \underbrace{\bar{X}}_{\text{(隨機變數)}} \leq \underbrace{\mu + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{\text{(固定數)}}\right) = 0.95$$

✚ 估賴區間是一個固定區間：

$$P\left(\underbrace{\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{\text{(隨機變數)}} \leq \underbrace{\mu}_{\text{(固定數)}} \leq \underbrace{\bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{\text{(隨機變數)}}\right) = 0.95$$



8-4 區間估計的概念

● 影響信賴區間大小的因素：

✚ 點估計量

✚ 樣本大小 n

✚ 信賴區間上下限取法

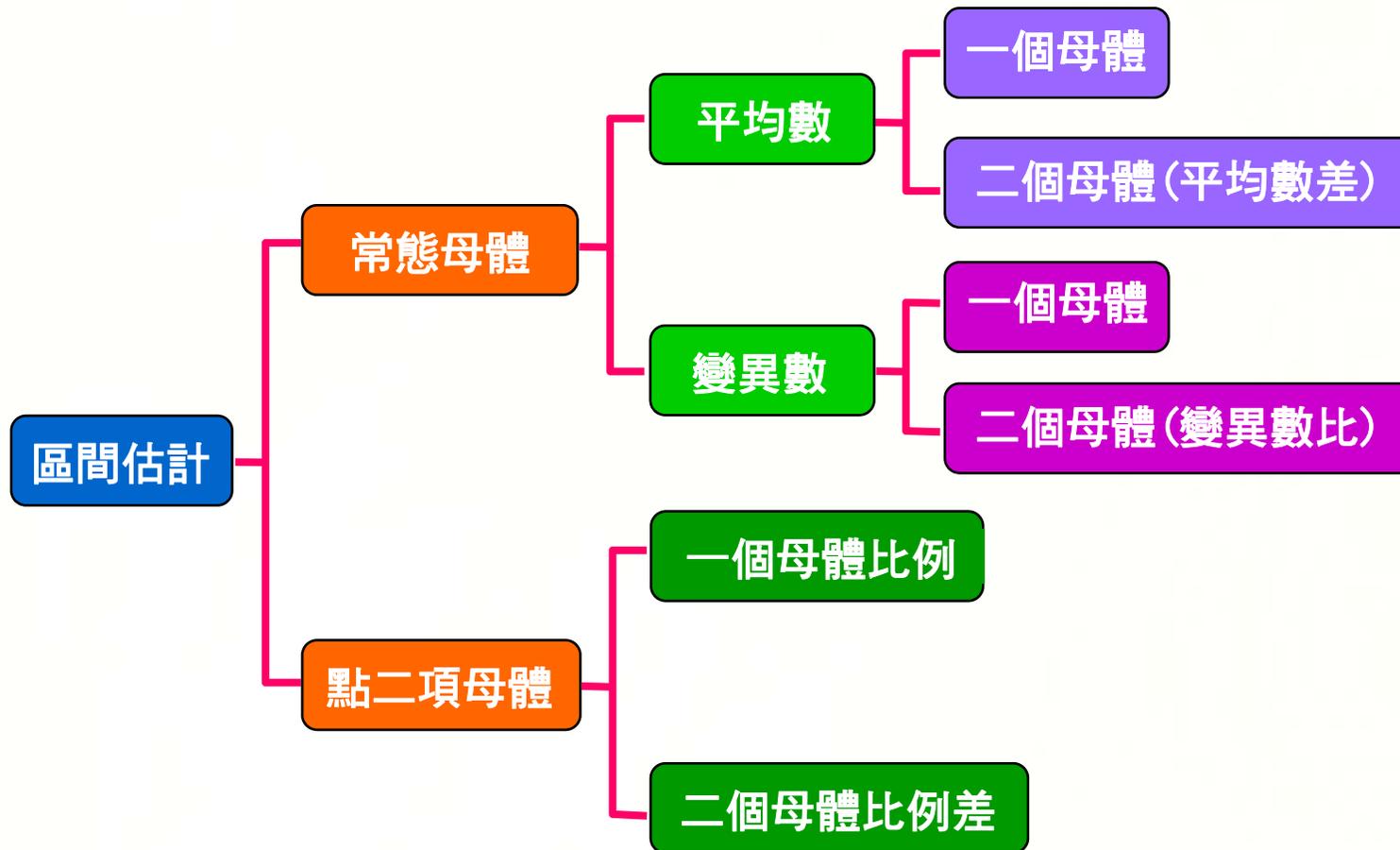
✚ 信賴係數

● 優良信賴區間的衡量：

1. 當信賴係數相同之下，以信賴區間愈短者愈精準，當兩尾各取 $\alpha/2$ 為最短。
2. 當信賴區間長度相同之下，以信賴係數愈大者愈精準。



8-5 常態母體平均數的區間估計



8-5 常態母體平均數的區間估計

● 一個母體平均數的區間估計：

母體分配	母體標準差	樣本大小	抽樣分配
常態	已知	大	Z
常態	已知	小	Z
常態	未知	大	Z
常態	未知	小	t
未知	已知	大	Z
未知	已知	小	—
未知	未知	大	Z
未知	未知	小	—

註：大樣本係指 $n \geq 30$

1. 母體標準差已知，母體平均數 μ 的信賴區間：

$$\mu \sim \bar{X} \pm Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

2. 母體標準差未知，小樣本，母體平均數的信賴區間：

$$\mu \sim \bar{X} \pm t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)} \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}}$$



例題 8-6

設自動販賣機銷售大杯可樂，其重量近於常態分配，其標準差為 2 公克，今抽取 100 杯為一樣本，其平均重量為 30 公克，試求：

- (a) 該自動販賣機可樂平均重量 95% 之信賴區間。
- (b) 該自動販賣機可樂平均重量 95% 之信賴區間長度。
- (c) 該自動販賣機可樂平均重量 95% 之抽樣誤差 (即誤差界限)。

解： (a) $n = 100$, $\sigma = 2$, $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.975} = 1.96$

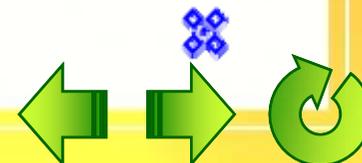
$$\bar{X} - Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\Rightarrow 30 - 1.96 \cdot \frac{2}{\sqrt{100}} \leq \mu \leq 30 + 1.96 \cdot \frac{2}{\sqrt{100}}$$

$$\Rightarrow 29.61 \leq \mu \leq 30.39 \text{ (公克)}$$

(d) $30.39 - 29.61 = 0.78$ (公克)

(c) 抽樣誤差 $= Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1.96 \cdot \frac{2}{\sqrt{100}} = 0.39$ (公克)



例題 8-7

東亞日光燈壽命呈常態分配，其變異數為 100 小時²，今隨機抽取 $n=30$ 支日光燈，其平均壽命為 800 小時，試求東亞日光燈之平均壽命之 96% 的信賴區間。

解： $n = 30$ ， $\sigma^2 = 100$ ， $\sigma = 10$ ， $1 - \alpha = 0.96$ ， $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.98} \doteq 2.05$

$$\mu \sim \bar{X} \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 800 \mp 2.05 \cdot \frac{10}{\sqrt{30}} = 800 \mp 3.74$$

\therefore 求得 96% 之信賴區間為 $796.26 \leq \mu \leq 803.74$ (小時)



例題 8-8

自一箱蘋果中抽出 400 個，計算其平均重量 = 50 公克，標準差 8 公克，在 95% 之信賴係數下，試求：

- (a) 整箱蘋果平均重量的估計值
- (b) 整箱蘋果平均重量的信賴區間



解：本題知母體分配未知，標準差未知，但 $n \geq 30$ ，利用中央極限定理，可使用 Z 分配求解。

(a) 點估計值 = $\bar{X} = 50$ 公克。

(b) $n = 400$ ， $\bar{X} = 50$ ， $\hat{S} = 8$ ， $1 - \alpha = 0.95$ ， $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.975} = 1.96$

$$\begin{aligned}\mu &\sim \bar{X} \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \\ &= \bar{X} \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}} \quad (\sigma \text{ 未知，以 } \hat{S} \text{ 代之}) \\ &= 50 \mp 1.96 \cdot \frac{8}{\sqrt{400}} = 50 \mp 0.78 \\ \therefore 49.22 &\leq \mu \leq 50.78 \text{ (公克)}\end{aligned}$$



例題 8-9

今在甲學校隨機抽取 $n=16$ 名學生為樣本，調查其中餐費用平均 30 元，標準差 5 元，假設甲學校學生中餐費用為常態分配，試求該學校學生中餐平均費用之 90% 的信賴區間。

解： $\because n=16 < 30$ 為小樣本，且母體標準差未知，而母體為常態分配，故可使用 t 分配求解。

$$n=16, \bar{X}=30, \hat{S}=5, f=n-1=15, t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)} = t_{(0.95, 15)} = 1.753$$

$$\mu \sim \bar{X} \mp t_{(0.95, 15)} \cdot \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}} = 30 \mp 1.753 \cdot \frac{5}{\sqrt{16}} = 30 \mp 2.19$$

$$\therefore 27.81 \leq \mu \leq 32.19 \text{ (元)}$$



例題 8-10

設一箱雞蛋重量呈常態分配，自其中隨機抽取 10 個雞蛋，其重量分別為 10.2, 9.7, 10.3, 10.1, 10.1, 10.4, 10.3, 9.8, 9.9, 9.8 (公克)，試求該箱雞蛋平均重量之 99% 之信賴區間。

$$\begin{aligned}\text{解： } \bar{X} &= \frac{\sum X}{n} = \frac{10.2 + 9.7 + 10.3 + 10.1 + 10.1 + 10.4 + 10.3 + 9.8 + 9.9 + 9.8}{10} \\ &= \frac{100.6}{10} = 10.06(\text{公克})\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{S} &= \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{(10.2 - 10.06)^2 + (9.7 - 10.06)^2 + \dots + (9.8 - 10.06)^2}{10-1}} \\ &= 0.246\end{aligned}$$

$$t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)} = t_{(0.995, 9)} = 3.25$$

$$\mu \sim \bar{X} \mp t_{(0.995, 9)} \cdot \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}} = 10.06 \mp 3.25 \cdot \frac{0.246}{\sqrt{10}} = 10.06 \mp 0.25$$

$$\therefore 9.81 \leq \mu \leq 10.31(\text{公克})$$



8-5 常態母體平均數的區間估計

● 兩個母體平均數差的區間估計：

母體分配	母體標準差	樣本大小	抽樣分配
兩個常態母體	已知	大	Z
兩個常態母體	已知	小	Z
兩個常態母體	未知，但 1. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$	小	t
	2. $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	小	t
未知	未知	大	Z

註：大樣本係指 $n_1 \geq 30, n_2 \geq 30$ ，母體標準差未知，以樣本標準差替代



8-5 常態母體平均數的區間估計

● 兩個母體平均數差的區間估計：

1. 兩個母體標準差已知，兩母體平均數 $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間：

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \times \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

2. 兩母體標準差未知但 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 且小樣本，兩母體平均數 $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間：

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \times S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

3. 兩母體標準差未知，且不等 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ 兩獨立樣本為小樣本，兩母體平均數 $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間：

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \times \sqrt{\frac{\hat{S}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{S}_2^2}{n_2}}$$

4. 兩母體為常態分配，變異數未知，且兩小樣本不獨立(即成對抽取)，其母體平均數差 $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間：

$$\mu_D \sim \bar{D} \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \frac{\hat{S}_D}{\sqrt{n}}$$



例題 8-11

甲班統計學成績標準差 = 5 分，乙班則標準差 = 3 分，今自甲乙兩班分別隨機抽出 $n_1 = 25$ 及 $n_2 = 36$ 名學生，計算其平均成績分別為 $\bar{X}_1 = 80$, $\bar{X}_2 = 75$ 分，假設兩班分數均成常態分配，試求甲乙班統計學成績平均分數差（甲班減乙班）之 94% 的信賴區間。

解： ∵ 為常態分配，標準差為已知，故可用 Z 分配求解。

$$\text{甲班： } n_1 = 25, \bar{X}_1 = 80, \sigma_1 = 5$$

$$\text{乙班： } n_2 = 36, \bar{X}_2 = 75, \sigma_2 = 3$$

$$1 - \alpha = 0.94, Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.97} = 1.88$$

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - Z_{0.97} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + Z_{0.97} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

$$(80 - 75) - 1.88 \sqrt{\frac{5^2}{25} + \frac{3^2}{36}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq (80 - 75) + 1.88 \sqrt{\frac{5^2}{25} + \frac{3^2}{36}}$$

$$2.898 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 7.102 \text{ (分)}$$



例題 8-12

自甲公司隨機抽取 $n_1 = 200$ 人，得知月薪平均 26,000 元，標準差 = 1,400 元，另自乙公司隨機抽取 $n_2 = 100$ 人，得知月薪平均 25,000 元，標準差 = 1,200 元，試求甲公司與乙公司月薪差之 98% 的信賴區間。根據此結論，我們是否可宣稱甲乙公司月薪無顯著差別？

解：(a) 本題對甲乙兩公司的分配型態及標準差均未知，但由於樣本夠大 ($n_1 = 200, n_2 = 100$ 均大於 30)，可利用中央極限定理，以 Z 分配求解。



$$n_1 = 200, \bar{X}_1 = 26,000, \hat{S}_1 = 1,400$$

$$n_2 = 100, \bar{X}_2 = 25,000, \hat{S}_2 = 1,200$$

$$Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.99} = 2.33$$

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

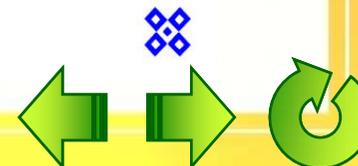
$$\Rightarrow (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \sqrt{\frac{\hat{S}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{S}_2^2}{n_2}} \quad (\text{以 } \hat{S}_1^2, \hat{S}_2^2 \text{ 代替 } \sigma_1^2, \sigma_2^2)$$

$$= (26,000 - 25,000) \mp 2.33 \sqrt{\frac{1,400^2}{200} + \frac{1,200^2}{100}}$$

$$= 1,000 \mp 362.46$$

$$\therefore 637.51 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 1,362.46 \text{ (元)}$$

- (b) 依一般常識可知，若兩公司月薪無顯著差別，則 $\mu_1 - \mu_2$ 在正負值之間（包括零）。由於 $\mu_1 - \mu_2$ 在正值之間，不包括了相差為零的情況，所以宣稱兩公司月薪無顯著差別是不可信的。



例題 8-13

甲班使用黑板教學，今隨機抽取 $n_1 = 12$ 人，期末考統計學平均成績 = 84 分，標準差 = 4 分，另外乙班使用電視教學，今隨機抽取 $n_2 = 18$ 人，期末考統計學平均成績 = 77 分，標準差 = 6 分。設甲乙兩班統計學成績呈常態分配且其變異數相等，試求兩班統計學成績差之 99% 的信賴區間。

解： ∵ 兩母體為常態分配，小樣本，且變異數相等，使用 t 分配求解。

$$n_1 = 12, \bar{X}_1 = 84, \hat{S}_1^2 = 16$$

$$n_2 = 18, \bar{X}_2 = 77, \hat{S}_2^2 = 36$$

$$f = 12 + 18 - 2 = 28, t_{(0.995, 28)} = 2.763$$

$$S_P = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)\hat{S}_1^2 + (n_2 - 1)\hat{S}_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} = \sqrt{\frac{(12 - 1)16 + (18 - 1)36}{12 + 18 - 2}} = 5.30$$

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \cdot S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

$$= (84 - 77) \mp 2.763(5.30)(0.373) = 7 \mp 5.46$$

$$\therefore 1.54 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 12.46 \text{ (分)}$$



例題 8-14

設甲乙兩班數學成績呈常態分配且變異數相等，今自兩班抽出部分同學其成績如下表，試求兩班數學平均分數差之 95% 的信賴區間。

甲 班	44, 56, 44, 47, 46, 53, 58, 38, 41, 30, 46, 35, 49
乙 班	39, 51, 42, 57, 41, 32, 40, 39, 55, 29, 35, 47



解：甲班： $n_1 = 13$, $\bar{X}_1 = \frac{\sum X_{1n1}}{13} = 45.15$, $\hat{S}_1^2 = \frac{1}{13-1} \sum (X - 45.15)^2 = 63.97$

乙班： $n_2 = 12$, $\bar{X}_2 = \frac{\sum X_{2n2}}{12} = 42.25$, $\hat{S}_2^2 = \frac{1}{12-1} \sum (X - 42.25)^2 = 76.39$

$$S_P = \sqrt{\frac{(13-1)(63.97) + (12-1)(76.39)}{13+12-2}} = 8.36$$

$$t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2)} = t_{0.975(23)} = 2.069$$

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2)} \cdot S_P \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

$$= (45.15 - 42.25) \mp (2.069)(8.36) \sqrt{\frac{1}{13} + \frac{1}{12}}$$

$$= 2.90 \mp 6.92$$

$$\therefore -4.02 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 9.82 \text{ (分)}$$



例題 8-15

下表表示甲乙兩家電影公司所生產部分影片的放映時間，設兩家公司影片放映時間趨近於常態分配，試求兩家公司影片放映時間平均數差之 90% 的信賴區間（設兩公司影片放映時間變異數不等）。

時間 公司	放映時間（分）						
甲公司	110	103	94	98	87		
乙公司	82	123	97	92	118	88	175



解：本題母體變異數不等，而樣本是獨立的小樣本，母體趨近於常態分配，可用 t 分配求解。

$$\text{甲公司： } n_1 = 5, \bar{X}_1 = \frac{\Sigma X_{1n1}}{5} = 98.4$$

$$\hat{S}_1^2 = \frac{1}{5-1} \Sigma (X - 98.4)^2 = 76.3$$

$$\text{乙公司： } n_2 = 7, \bar{X}_2 = \frac{\Sigma X_{2n2}}{7} = 110.7$$

$$\hat{S}_2^2 = \frac{1}{7-1} \Sigma (X - 110.7)^2 = 1,035.9$$



$$f = \frac{\left(\frac{\hat{S}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{S}_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{\hat{S}_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1-1} + \frac{\left(\frac{\hat{S}_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2-1}} = \frac{\left(\frac{76.3}{5} + \frac{1,035.9}{7}\right)^2}{\frac{\left(\frac{76.3}{5}\right)^2}{5-1} + \frac{\left(\frac{1,035.9}{7}\right)^2}{7-1}}$$

$$= \frac{26,647.30}{3,707.89} = 7.19 \doteq 7 \text{ (取較小數)}$$

$$t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} = t_{(0.95, 7)} = 1.895$$

$$\mu_1 - \mu_2 \sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \sqrt{\frac{\hat{S}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{S}_2^2}{n_2}}$$

$$= (98.4 - 110.7) \mp 1.895 \sqrt{\frac{76.3}{5} + \frac{1,035.9}{7}} = -12.30 \mp 24.22$$

$$\therefore -36.52 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 11.92 \text{ (分)}$$



例題 8-16

某食品公司宣稱，吃其食品一個月可減輕體重達 4.5 公斤，今抽取 7 位女性，在食用前與食用後體重之資料如下（設體重呈常態分配）：

婦女		1	2	3	4	5	6	7
體重	食用前	58.5	60.3	61.7	69.0	64.0	62.6	56.7
	食用後	60.0	54.9	58.1	62.1	58.5	59.9	54.4

試求：

- (a) 食用食品前後體重之 95% 之信賴區間。
- (b) 驗證該公司宣稱是否可能是對的？



解：本題食用前與食用後之樣本，是不獨立樣本，因為屬同一人。且小樣本，體重呈常態分配，故可用 t 分配處理。

(a)

	1	2	3	4	5	6	7	Σ
體重 (前)	58.5	60.3	61.7	69.0	64.0	62.6	56.7	
體重 (後)	60.0	54.9	58.1	62.1	58.5	59.9	54.4	
D	-1.5	5.4	3.6	6.9	5.5	2.7	2.3	24.9
D^2	2.25	29.16	12.96	47.61	30.25	7.29	5.29	134.81



$$\bar{D} = \frac{\Sigma D}{n} = \frac{24.9}{7} = 3.56$$

$$\hat{S}_D^2 = \frac{1}{n-1} \Sigma (D - \bar{D})^2 = \frac{n\Sigma D^2 - (\Sigma D)^2}{n(n-1)} = \frac{7(134.81) - (24.9)^2}{7 \times 6} = 7.71$$

$$\hat{S}_D = \sqrt{7.71} = 2.78$$

$$t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} = t_{(0.975, 6)} = 2.447$$

$$\mu_D = \mu_1 - \mu_2 \sim \bar{D} \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \cdot \frac{\hat{S}_D}{\sqrt{n}} = 3.56 \mp 2.447 \frac{2.78}{\sqrt{7}} = 3.56 \mp 2.57$$

$$\therefore 0.99 \leq \mu_D \leq 6.13 \text{ (公斤)}$$

(b) $\because \mu_D$ 的信賴區間包含 4.5 公斤， \therefore 該公司的宣稱可能是對的。 ❖



8-6 常態母體變異數的區間估計

- 一個母體變異數的區間估計：

$$\frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n-1)}}$$

- 兩個母體變異數比的區間估計：

$$\frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2} \times \frac{1}{F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_1, f_2)}} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2} \times F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_2, f_1)}$$



例題 8-17

甲班國文成績呈常態分配，自甲班隨機抽取 20 名學生計算其平均數為 72 分，標準差為 4 分，試求甲班國文成績變異數 σ^2 之 98% 信賴區間。

解： $\chi_{(0.99, 19)}^2 = 36.19$, $\chi_{(0.01, 19)}^2 = 7.63$

$$\frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi_{(\frac{\alpha}{2}, n-1)}^2} \Rightarrow \frac{(20-1)4^2}{36.19} \leq \sigma^2 \leq \frac{(20-1)4^2}{7.63}$$
$$\Rightarrow 8.40 \leq \sigma^2 \leq 39.84$$



例題 8-18

設甲產品之重量分配呈常態分配，今隨機抽查 $n=5$ 件，其重量為 18.3, 15.2, 18.7, 16.4, 17.8(公克)，設信賴係數為 95%，試求：

- (a) 甲產品重量分配變異數之信賴區間。
- (b) 甲產品重量分配標準差之信賴區間。
- (c) 若已知甲產品之平均重量 $\mu=17$ ，試求上述 (a) 之結果。



解：(a) $n = 5, \bar{X} = \frac{\Sigma X}{5} = \frac{86.4}{5} = 17.28$

$$\hat{S}^2 = \frac{1}{5-1} \Sigma (X - 17.28)^2 = \frac{8.43}{4} = 2.11$$

$$\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)} = \chi^2_{(0.975, 4)} = 11.14$$

$$\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n-1)} = \chi^2_{(0.025, 4)} = 0.48$$

$$\frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)\hat{S}^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n-1)}}$$

$$\Rightarrow \frac{(5-1)2.11}{11.14} \leq \sigma^2 \leq \frac{(5-1)2.11}{0.48}$$

$$\Rightarrow 0.76 \leq \sigma^2 \leq 17.58$$

(b) $0.76 \leq \sigma^2 \leq 17.58$

$0.87 \leq \sigma \leq 4.19$ (將上式兩邊開方)



(c) 若已知母體之 $\mu = 17$ ，則自由度為樣本數 n 並非 $n-1$ ，因不必受到 $\Sigma X = n\bar{X}$ 之條件限制。

$$\therefore \text{爲 } \frac{nS^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{nS^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n)}}$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \Sigma (X - 17)^2 = \frac{1}{5} \Sigma (X - 17)^2 = \frac{8.82}{5} = 1.76$$

$$\chi^2_{(0.975, 5)} = 12.83, \chi^2_{(0.025, 5)} = 0.83$$

$$\frac{5(1.76)}{12.83} \leq \sigma^2 \leq \frac{5(1.76)}{0.83} \Rightarrow 0.69 \leq \sigma^2 \leq 10.60$$

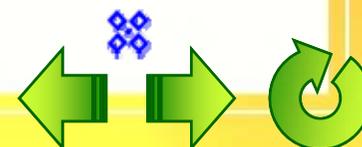
[註：上式 σ^2 之信賴區間，事實上我們可以下式計算即可]

① 未知 μ ：

$$\frac{\Sigma (X - \bar{X})^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-1)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{\Sigma (X - \bar{X})^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n-1)}} \quad [\because (n-1)\hat{S}^2 = \Sigma (X - \bar{X})^2]$$

② 已知 μ ：

$$\frac{\Sigma (X - \mu)^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}, n)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{\Sigma (X - \mu)^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}, n)}} \quad [\because n\hat{S}^2 = \Sigma (X - \mu)^2]$$



例題 8-19

自兩獨立常態母體中抽取兩組隨機樣本，第 1 組： $n_1 = 9$, $\bar{X}_1 = 64$, $\hat{S}_1^2 = 36$ ；第 2 組： $n_2 = 13$, $\bar{X}_2 = 59$, $\hat{S}_2^2 = 25$ ，試求

- $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 之 98% 的信賴區間。
- 是否能宣稱 σ_1^2 可能等於 σ_2^2 ？
- $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間。



解：(a) $f_1 = n_1 - 1 = 9 - 1 = 8$, $f_2 = n_2 - 1 = 13 - 1 = 12$

$$F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_1, f_2)} = F_{(0.99, 8, 12)} = 4.4994$$

$$F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_2, f_1)} = F_{(0.99, 12, 8)} = 5.6668$$

$$\frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2} \cdot \frac{1}{F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_1, f_2)}} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2} \cdot F_{(1-\frac{\alpha}{2}, f_2, f_1)}$$

$$\Rightarrow \frac{36}{25} \cdot \frac{1}{4.4994} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{36}{25} \cdot 5.6668 \Rightarrow 0.32 \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq 8.16$$

(b) \because 信賴區間在 0.32~8.16 之間，包括 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ ， \therefore 宣稱兩變異數相等

是可能的。



(c) $\because \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ (由 (b) 之答案), 兩獨立常態母體, 且小樣本, 可用 t 分配解之。

$$f = 9 + 13 - 2 = 20, t_{(0.99, 20)} = 2.528$$

$$S_P = \sqrt{\frac{(9-1)36 + (13-1)25}{9+13-2}} = 5.422$$

$$\begin{aligned} \mu_1 - \mu_2 &\sim (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \mp t_{(1-\frac{\alpha}{2}, f)} \cdot S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \\ &= (64 - 59) \mp (2.528)(5.422)(0.434) = 5 \mp 5.95 \end{aligned}$$

$$\therefore -0.95 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 10.95$$



8-7 點二項母體分配比例之區間估計

- 一個母體比例的區間估計：

$$P \sim \hat{P} \mp \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n}}$$

- 兩個母體比例差的區間估計：

$$(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) - Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{P}_1(1-\hat{P}_1)}{n_1} + \frac{\hat{P}_2(1-\hat{P}_2)}{n_2}} \leq P_1 - P_2$$

$$\leq (\hat{P}_1 - \hat{P}_2) + Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{P}_1(1-\hat{P}_1)}{n_1} + \frac{\hat{P}_2(1-\hat{P}_2)}{n_2}}$$



例題 8-20

從高雄市人口中抽 1,000 名為樣本，發現抽煙人口有 150 名，試求高雄市抽煙人口比例之 98% 之信賴區間。

解：本題之母體為高雄市，因不是無抽煙，就是有抽煙，為一實驗分兩類事件，是點二項分配， $n=1,000 \geq 30$ ，以 \hat{P} 分配轉化為 Z 分配求解。

$$n = 1,000, \hat{P} = \frac{150}{1,000} = 0.15$$

$$Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.99} = 2.325$$

$$\hat{P} - Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n}} \leq P \leq \hat{P} + Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n}}$$

$$\Rightarrow 0.15 - 2.325 \sqrt{\frac{0.15(1-0.15)}{1,000}} \leq P \leq 0.15 + 2.325 \sqrt{\frac{0.15(1-0.15)}{1,000}}$$

$$\Rightarrow 0.15 - 0.026 \leq P \leq 0.15 + 0.026$$

$$\Rightarrow 0.124 \leq P \leq 0.176$$



例題 8-21

為估計台北市與台北縣居民贊成在附近興建核四廠的情況，台北市抽取 $n_1 = 100$ 人，有 52 人贊成，台北縣抽取 $n_2 = 125$ 人，有 34 人贊成，試求台北市與台北縣贊成比率差之 96% 的信賴區間。某專家宣稱台北市與台北縣差 20%，是否可能正確？

解： (a) $\hat{P}_1 = \frac{52}{100} = 0.52$, $\hat{P}_2 = \frac{34}{125} = 0.272$

$$Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = z_{0.98} = 2.06$$

$$P_1 - P_2 \sim (\hat{P}_1 - \hat{P}_2) \mp Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{P}_1(1-\hat{P}_1)}{n_1} + \frac{\hat{P}_2(1-\hat{P}_2)}{n_2}}$$

$$= (0.52 - 0.272) \mp 2.06 \sqrt{\frac{0.52 \times 0.48}{100} + \frac{0.272 \times 0.728}{125}}$$

$$= 0.248 \mp 0.132$$

$$\therefore 0.116 \leq P_1 - P_2 \leq 0.38$$

(b) $\because 0.116 \sim 0.38$ 包含 20%， \therefore 某專家宣稱可能正確。



8-8 樣本大小的決定

- 估計母體平均數 μ 之樣本大小：

$$n = \left(\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \times \sigma}{e} \right)^2$$

- 估計母體比例 P 之樣本大小：

$$n = \frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}^2 P(1-P)}{e^2} = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{P(1-P)}}{e} \right]^2$$



例題 8-22

假設從一常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ ，隨機抽取 n 個樣本，計算其樣本平均數為 \bar{X} ，試在 95% 之信賴係數下，求

- (a) 若 $n=81, \sigma=9$ ，則以 \bar{X} 估計 μ 之誤差為多少？
- (b) 若欲估計誤差在 3 之內，則至少應抽出多少樣本？
- (c) 設 $n=25$ 時，計算 $\hat{S}=8$ ，而母體標準差 σ 未知，試作上列 (2) 之結果。



解：(a) $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.975} = 1.96$

$$e = |\bar{X} - \mu| \leq Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq 1.96 \cdot \frac{9}{\sqrt{81}} \leq 1.96$$

$$(b) n = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \sigma}{e} \right]^2 = \left[\frac{1.96(9)}{3} \right]^2 = 34.57 \doteq 35$$

$$(c) n = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \cdot \hat{S}}{e} \right]^2 = \left[\frac{1.96(8)}{3} \right]^2 = 27.32 \doteq 28$$

$\therefore 28 - 25 = 3$ ，須再抽出 3 個樣本數。



例題 8-23

董氏基金會想了解台北市民抽煙的比例。若該基金會希望估計誤差小於 0.05 的機率為 95%，試求就下列各別情況，應取多少樣本？

- (a) 根據過去資料顯示，台北市民抽煙比例為 0.2。
- (b) 先抽出 35 人，計算其抽煙比例為 0.3。
- (c) 台北市民抽煙比例未知。
- (d) 評論 (a) (b) (c) 之結果。



解：(a) $1 - \alpha = 0.95$, $Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} = Z_{0.975} = 1.96$, $e = 0.05$

$$P = 0.2, n = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{P(1-P)}}{e} \right]^2 = \left(\frac{1.96 \sqrt{0.2(0.8)}}{0.05} \right)^2 = 245.9 \approx 246$$

$$(b) \hat{P} = 0.3, n = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\hat{P}(1-\hat{P})}}{e} \right]^2 = \left(\frac{1.96 \sqrt{0.3(0.7)}}{0.05} \right)^2 = 322.7 \approx 323$$

(c) P 未知，以 $P(1-P) = \frac{1}{4}$ 估計之

$$n = \left[\frac{Z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{P(1-P)}}{e} \right]^2 = \left(\frac{1.96 \sqrt{1/4}}{0.05} \right)^2 = 384.16 \approx 385$$

(d) 由 (a) (b) (c) 樣本大小比較，可知 (c) 之情況樣本最大 ($n = 385$)。

此乃以極大值 $P(1-P) = \frac{1}{4} \left(P = \frac{1}{2} \right)$ 去估計樣本 n ，是最保守的作法。

因此當 P 愈接近 $\frac{1}{2}$ 時，所需抽出的樣本 n 會愈大，如 (b)

$P = 0.3$ 比 (a) $P = 0.2$ 。所需的樣本大 ($323 > 246$)。

