

12 變異數與標準差的推估

>

Part One: 單一母體

12-1. 樣本變異數的抽樣分配

假設自母體隨機且獨立的抽出大小為 n 的一組隨機樣本 X_1, \dots, X_n ，則其樣本變異數為 $S^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$ ，其中樣本平均數是 $\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ 。

由於樣本變異數 S^2 的抽樣分配無法像前兩節一樣，直接推導其特性，必須先轉換統計量變成卡方分配，才能推得樣本變異數 S^2 是母體變異數 σ^2 的不偏估計量，即 $E(S^2) = \sigma^2$ ，所以我們可以用統計量 S^2 來推估 σ^2 。

因此，我們先瞭解卡方分配的特性。

1. 卡方分配

假設母體為常態分配 $N(\mu, \sigma^2)$ 。從此常態母體中，隨機且獨立的抽出大小為 n 的一組隨機樣本 X_1, \dots, X_n ，則其樣本變異數為 $S^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$ 。我們用公式計算統計量 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ ，則這個統計量可得自由度為 $n - 1$ 的卡方分配，即 $\chi^2(n-1) = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 。卡方分配是一個右偏的機率分配，期望值為其自由度，且變異數為其自由度的2倍。

- 若 X 與 Y 分別是自由度為 df_1 與 df_2 的卡方分配，且互為獨立，則 $X + Y$ 為自由度 $(df_1 + df_2)$ 的卡方分配。
- 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，標準化後 $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ ，則 $Z^2 = (\frac{X - \mu}{\sigma})^2$ 為自由度 $df = 1$ 的卡方分配，亦即 $Z^2 = \chi^2(1)$ 。
 - 1個標準常態分配隨機變數的平方，其機率分配為自由度1的卡方分配。
 - n 個標準常態分配隨機變數的平方和，其機率分配為自由度 n 的卡方分配。
- 統計量 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 可以拆成「 n 個標準常態隨機變數的平方和」減「1個標準常態的平方」，所以卡方分配的自由度為 $n - 1$ 。

2. 樣本變異數的抽樣分配

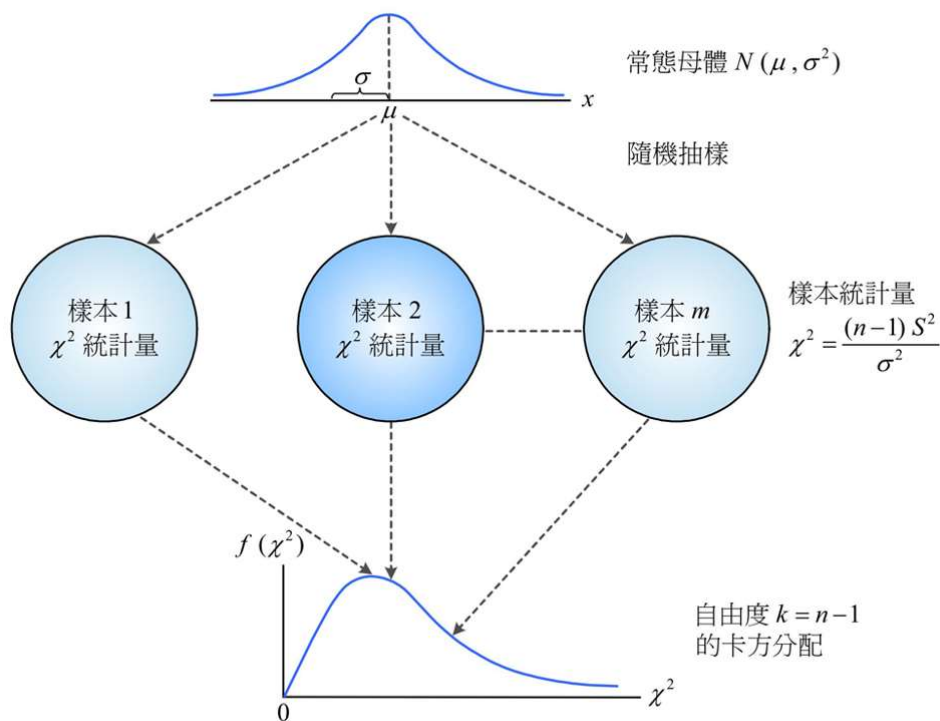


圖 7.2 與樣本變異數有關之抽樣分配

例題 7.13

設由常態分配 $N(4, 16)$ 抽出 $n = 51$ 的隨機樣本，試求：

- (1) 樣本變異數 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 會超過 21.6 之機率。
- (2) S^2 小於 9.5072 之機率。
- (3) S^2 介於 8.9568 與 25.4368 之間之機率。

解： 本題可利用 χ^2 分配 $\chi^2_{(n-1)} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 求解。

$$\begin{aligned} (1) \quad P(S^2 > 21.6) &= P\left[\chi^2 > \frac{(51-1)21.6}{16}\right] = P(\chi^2 > 67.5) \\ &= 1 - P(\chi^2 < 67.5) = 1 - 0.95 = 0.05 \end{aligned}$$

$$(2) \quad P(S^2 < 9.5072) = P\left[\chi^2 < \frac{(51-1)9.5072}{16}\right] = P(\chi^2 < 29.71) = 0.010$$

$$\begin{aligned} (3) \quad P(8.9568 < S^2 < 25.4368) &= P\left[\frac{(51-1)8.9568}{16} < \chi^2 < \frac{(51-1)25.4368}{16}\right] \\ &= P(27.99 < \chi^2 < 79.49) = 0.995 - 0.005 \\ &= 0.990 \end{aligned}$$

END

- 卡方分配的期望值為其自由度，卡方分配的變異數為其2倍自由度。
- 樣本變異數之抽樣分配的期望值等於母體變異數，即是不偏估計 $E(S^2) = \sigma^2$ 。

(下面的例題為證明推導，可以省略)

例題 7.14

設 X_1, \dots, X_n 獨立且相同分配，來自常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ ，樣本變異數

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \text{ 試求:}$$

$$(1) E\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] \text{ 與 } V\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right]$$

$$(2) E(S^2) \text{ 與 } V(S^2)$$

解：(1) 其母體為常態母體，由 χ^2 統計量可知

$$\chi_{(n-1)}^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

$$\therefore E[\chi_{(n-1)}^2] = E\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = n-1 \quad (\because \chi^2 \text{ 分配的期望值等於其自由度})$$

$$V\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = V[\chi_{(n-1)}^2] = 2(n-1) \quad (\because \chi^2 \text{ 分配的變異數等於其 2 倍自由度})$$

$$(2) E(S^2) = \frac{\sigma^2}{n-1} E\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = \frac{\sigma^2}{n-1} (n-1) = \sigma^2$$

$$V(S^2) = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} V\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} [2(n-1)] = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

END

=> 假設 x_1, \dots, x_n 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一組樣本，則 $Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ 其中 S^2 為樣本變異數。

例題 7.6

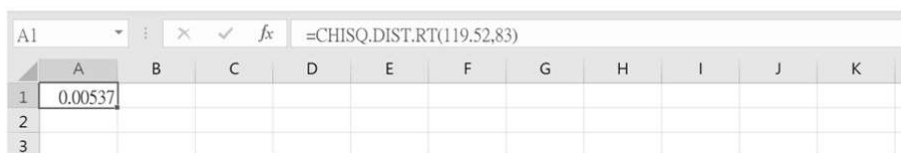
一家大型量販店依據過往研究調查顯示，每小時來店人數為常態分配 $N(55, 10^2)$ 。今派人員蒐集某一週早上 10:00 到晚上 10:00 間每小時的來店人數，得 84 筆資料。試求樣本變異數 S^2 大於 12^2 的機率。

解 母體為大型量販店每小時來店人數，服從常態分配 $N(55, 10^2)$ 。

派人員蒐集某一週早上 10:00 到晚上 10:00 間每小時的來店人數，得樣本資料 84 筆，每小時的來店人數 X_1, \dots, X_{84} 為獨立且有相同的機率分配 $N(55, 10^2)$ 。

$n-1 = 84-1 = 83$ 。

$$Y = \frac{83S^2}{10^2} \sim \chi_{83}^2$$
$$P(S^2 > 12^2) = P\left(\frac{83S^2}{10^2} > \frac{83 \times 12^2}{10^2}\right) = P(Y > 119.52) = 0.00537$$



A1	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
0.00537										

Excel 2016 函式：=CHISQ.DIST.RT(119.52,83)

此量販店每小時的來店人數的樣本變異數大於 12^2 的機率大約為 0.005，顯示每小時的來店人數的樣本變異數有非常高的可能性是不大於 12^2 。



=>查表有時會查不到，故多用電腦計算。

12-2. 母體變異數的估計

估計母體標準差的方法與變異數相同，僅在公式上取平方根。

12-2-1 單一母體變異數的區間估計

步驟1：選擇點估計量

(確認目標的母體參數，要用什麼樣本統計量進行推論。)

假設母體為常態分配，若自常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ 抽取一組隨機樣本 X_1, X_2, \dots, X_n ，則可用樣本變異數 $S^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{(n-1)}$ 推估母體變異數 σ^2 ，其開根號為樣本標準差 S 。

步驟2：取得樣本統計量的抽樣分配

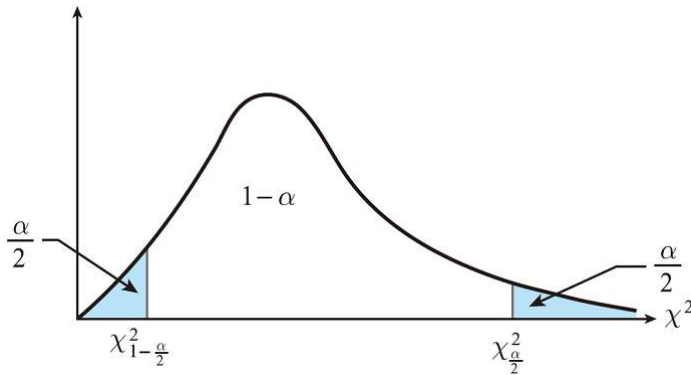
樣本變異數的抽樣分配為卡方分配。

單一母體變異數與標準差的估計和卡方分配(chi-square distribution) 有關。

若一組隨機樣本 X_1, X_2, \dots, X_n 取自常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ ，則卡方統計量此隨機變數服從自由度為 $n - 1$ 的卡方分配，即 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 。

- 平均數: $E(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}) = (n-1)E(\frac{S^2}{\sigma^2}) = n-1$
- 變異數: $Var(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}) = \frac{(n-1)^2}{\sigma^4} \frac{2\sigma^4}{n-1} = 2(n-1)$
- 當 χ_α^2 表示卡方分配，查表時卡方值滿足 $P(\chi^2 > \chi_\alpha^2(v)) = \alpha$ 。

步驟3：導出母體參數的信賴區間



$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 為一自由度 v 是 $n - 1$ 的卡方分配，利用 χ_{n-1}^2 分配，可以求得 $1 - \alpha$ 機率的信賴區間。

$$1 - \alpha = P(\chi_{1-\alpha/2}^2(v) < \chi^2 < \chi_{\alpha/2}^2(v)) \Rightarrow 1 - \alpha = P(\chi_{1-\alpha/2}^2(v) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{\alpha/2}^2(v)) \Rightarrow 1 - \alpha = P(\frac{\chi_{1-\alpha/2}^2(v)}{(n-1)S^2} < \frac{1}{\sigma^2} < \frac{\chi_{\alpha/2}^2(v)}{(n-1)S^2})$$

$$\Rightarrow 1 - \alpha = P(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(v)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(v)})$$

步驟4：計算母體參數的信賴區間值並做統計推論

(1) 母體變異數 σ^2 之 $100(1-\alpha)\%$ 信賴區間為 $\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}$ ，亦即 $(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2})$ 。

(2) 母體標準差 σ 之 $100(1 - \alpha)$ 信賴區間為 $\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2}} < \sigma < \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}}$ ，亦即 $(\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2}}, \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}})$ 。

上面公式中的 $\chi_{\alpha/2}$ 與 $\chi_{1-\alpha/2}$ 自由度為 $v = n - 1$ ，左右尾面積分別為 $\alpha/2$ 的卡方值。

12-2-2 熟能生巧(一)

假設 X_1, \dots, X_n 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一組樣本，則 $Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ ，其中 S^2 為樣本變異數。

- 母體為常態分配，則單一母體變異數 σ^2 的 $1 - \alpha$ 信賴區間為 $(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2})$ 。

例題 8.6

一家大型量販店的店長想了解每小時來店人數的變異數，依據過往研究調查顯示，每小時來店人數為平均數 55 人的常態分配。今派人員蒐集某兩天早上 10:00 到晚上 10:00 間每小時的來店人數，得 24 筆資料的樣本標準差為 3。由此組樣本資料，試求每小時來店人數的變異數 σ^2 的 95% 信賴區間。

解 母體為大型量販店每小時來店人數，服從常態分配 $N(55, \sigma^2)$ 。

派人員蒐集某兩天早上 10:00 到晚上 10:00 間每小時的來店人數，得樣本資料 24 筆的樣本標準差為 3，即 $n=24$ ， $s=3$ 。

$$1-\alpha=95\% \Rightarrow \alpha=0.05 \Rightarrow \frac{\alpha}{2}=0.025 \Rightarrow \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2 = \chi_{24-1, 0.025}^2 = \chi_{23, 0.025}^2 = 38.08$$

$$1-\frac{\alpha}{2}=0.975 \Rightarrow \chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2 = \chi_{24-1, 0.975}^2 = \chi_{23, 0.975}^2 = 11.69$$

由此組樣本資料，得每小時來店人數的變異數 σ^2 的 95% 信賴區間：

$$\begin{aligned} \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2} \right) &= \left(\frac{(24-1)3^2}{\chi_{23, 0.025}^2}, \frac{(24-1)3^2}{\chi_{23, 0.975}^2} \right) \\ &= \left(\frac{(24-1)3^2}{38.08}, \frac{(24-1)3^2}{11.69} \right) = (5.4359, 17.7074) \end{aligned}$$

在 95% 的信賴水準下，此組樣本資料所產生之樣本信賴區間 (5.4359, 17.7074) 會包含此大型量販店每小時來店人數的變異數。



12-3. 單一母體變異數的檢定

12-3-1 檢定的步驟

步驟1：設定虛無假設及對立假設。

雙尾檢定： $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ ， $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

左尾檢定： $H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ ， $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$

右尾檢定： $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ ， $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$

步驟2：確定抽樣分配並畫圖。

抽樣分配為卡方分配

自常態母體隨機抽取大小為 n 的樣本，則：

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

亦即 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 為自由度 $df = n-1$ 的卡方分配 (χ^2)。

母體分配	檢定統計量	抽樣分配
常態	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$	χ_{n-1}^2
未知	無	無

步驟3：標出決策法則。

(1)方法一：臨界值法（拒絕域）

	臨界值	拒絕域
(1) 雙尾檢定 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	右端臨界值 $c_1 = \frac{1}{n-1} \sigma_0^2 \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ (9-14) 左端臨界值 $c_2 = \frac{1}{n-1} \sigma_0^2 \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ (9-15)	$S^2 \geq c_1$ 或 $S^2 \leq c_2$
(2) 左尾檢定 $H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$	$c = \frac{1}{n-1} \sigma_0^2 \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$ (9-16)	$S^2 \leq c$
(3) 右尾檢定 $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$c = \frac{1}{n-1} \sigma_0^2 \chi_{\alpha}^2(n-1)$ (9-17)	$S^2 \geq c$

(2)方法二：檢定統計量（卡方）

	檢定統計量	決策法則
(1) 雙尾檢定 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ (9-18)	若 $\chi^2 \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ ，則拒絕 H_0 ；否則接受 H_0 。
(2) 左尾檢定 $H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	若 $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$ ，則拒絕 H_0 ；否則接受 H_0 。
(3) 右尾檢定 $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	若 $\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)$ ，則拒絕 H_0 ；否則接受 H_0 。

(3)方法三：信賴區間法

信 賴 區 間

$$(1) \text{雙尾檢定} \quad \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \right) \quad (9-19)$$

$$(2) \text{左尾檢定} \quad \left(-\infty, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha}(n-1)} \right) \quad (9-20)$$

$$(3) \text{右尾檢定} \quad \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha}(n-1)}, \infty \right) \quad (9-21)$$

(4)方法四：P值

$$\begin{aligned} \text{右端：} \quad \frac{1}{2}P \text{ 值} &= P(S^2 \geq S_0^2 | \sigma_0^2) = P\left(\chi^2 \geq \frac{(n-1)S_0^2}{\sigma_0^2}\right), \text{ 若 } S_0^2 > \sigma_0^2 \\ (1) \text{雙尾檢定：} \quad \text{左端：} \quad \frac{1}{2}P \text{ 值} &= P(S^2 \leq S_0^2 | \sigma_0^2) = P\left(\chi^2 \leq \frac{(n-1)S_0^2}{\sigma_0^2}\right), \text{ 若 } S_0^2 < \sigma_0^2 \end{aligned} \quad (9-22)$$

$$(2) \text{左尾檢定：} \quad P \text{ 值} = P(S^2 \leq S_0^2 | \sigma_0^2) = P\left(\chi^2 \leq \frac{(n-1)S_0^2}{\sigma_0^2}\right) \quad (9-23)$$

$$(3) \text{右尾檢定：} \quad P \text{ 值} = P(S^2 \geq S_0^2 | \sigma_0^2) = P\left(\chi^2 \geq \frac{(n-1)S_0^2}{\sigma_0^2}\right) \quad (9-24)$$

步驟4：依樣本觀測結果，判斷為棄卻或不棄卻虛無假設。

例題 9.9

甲班國文成績呈常態分配，陳老師宣稱甲班國文成績變異數為 25 分，今隨機抽取甲班學生 20 名，計算其平均數 72 分，標準差 4 分，設顯著水準為 0.02 的情況下，檢定陳老師宣稱是否屬實？

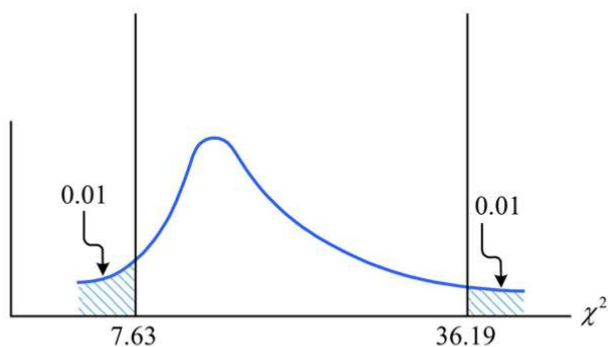
解：(1) 假設： $H_0: \sigma^2 = 25$ vs. $H_2: \sigma^2 \neq 25$ (雙尾檢定)

(2) 顯著水準： $\alpha = 0.02$

(3) 檢定統計量：計算樣本變異數 $s^2 = 4^2 = 16$

$$\chi_0^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{(20-1)16}{25} = 12.16$$

(4) 拒絕域： $\chi_0^2 < \chi_{19, 0.99}^2 = 7.63$ 或 $\chi_0^2 > \chi_{19, 0.01}^2 = 36.19$



(5) 判斷： $\chi_0^2 = 12.16 < 36.19$ ，沒有在拒絕域中，不拒絕 H_0 ，即陳老師宣稱可能是對的。

END

例題 9.10

A 牌原子筆長度規格 $\mu=10$ 公分，母體變異數 $\sigma^2=0.03$ 。今抽取 $n=10$ 支進行品質檢驗，其長度分別為

9.8, 10.2, 10.3, 10.4, 9.9, 10.0, 10.2, 10.4, 10.5, 9.9

假設長度為常態分配，試以顯著水準為 0.01 情況下，檢驗 A 牌原子筆長度之變異數是否符合規格？

解：(1) 假設： $H_0:\sigma^2=0.03$ vs. $H_1:\sigma^2\neq 0.03$ (雙尾檢定)

(2) 顯著水準： $\alpha=0.01$

(3) 檢定統計量：計算 $n=10$ ， $\bar{x}=\frac{101.6}{10}=10.16$

$$s^2 = \frac{1}{10-1} \sum_{i=1}^{10} (x_i - 10.16)^2 = 0.06$$

$$\chi_0^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{(10-1)0.06}{0.03} = 18$$

(4) 拒絕域： $\chi_0^2 < \chi_{9,0.995}^2 = 1.73$ 或 $\chi_0^2 > \chi_{9,0.005}^2 = 23.59$

(5) 判斷： $\because \chi_0^2 = 18 < 23.59$ ，沒有在拒絕域，不拒絕 H_0 ，即 A 牌原子筆長度之變異數符合規格。

END

12-3-2 熟能生巧

=> 手算推薦檢定統計量法

假設檢定	$H_0:\sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1:\sigma^2 > \sigma_0^2$ (右尾檢定)	$H_0:\sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1:\sigma^2 < \sigma_0^2$ (左尾檢定)	$H_0:\sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1:\sigma^2 \neq \sigma_0^2$ (雙尾檢定)
檢定統計量	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$		
拒絕域	$\{\chi^2 > \chi_{n-1,\alpha}^2\}$	$\{\chi^2 < \chi_{n-1,1-\alpha}^2\}$	$\{\chi^2 > \chi_{n-1,\alpha/2}^2 \text{ 或 } \chi^2 < \chi_{n-1,1-\alpha/2}^2\}$

例題 9.6 (續例題 8.6)

一家大型量販店的店長想了解每小時來店人數的變異數，依據過往研究調查顯示，每小時來店人數為平均數 55 人的常態分配。今派人員蒐集某兩天早上 10:00 到晚上 10:00 間每小時的來店人數，得 24 筆資料的樣本標準差為 3。由此組樣本資料，試檢定每小時來店人數的變異數 σ^2 是否大於 25？(設顯著水準為 0.05)

解 母體為 $N(55, \sigma^2)$ ， $n=24$ ， $s=3$ 。

(1) 假設檢定：

$$H_0: \sigma^2 \leq 25$$

$$H_1: \sigma^2 > 25$$

(2) 顯著水準： $\alpha=0.05$

(3) 檢定統計量：

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{(24-1)S^2}{25}$$

(4) 拒絕域：

$$\{\chi^2 > \chi_{n-1, \alpha}^2\} = \{\chi^2 > 35.17\} \quad (\because \alpha=0.05 \Rightarrow \chi_{n-1, \alpha}^2 = \chi_{23, 0.05}^2 = 35.17)$$

(5) 計算檢定統計量的值：

$$\chi^2 \text{ 值} = \frac{(24-1)s^2}{25} = \frac{(24-1)3^2}{25} = 8.28$$

$$\chi^2 \text{ 值} = 8.28 < 35.17 \Rightarrow \text{不拒絕 } H_0$$

(6) 結論：在顯著水準為 0.05 之下，此組樣本資料沒有充分的證據說明每小時來店人數的變異數 σ^2 大於 25，即每小時來店人數的變異數 σ^2 沒有顯著大於 25。



Part Two: 兩母體比較

12-4. 樣本變異數比的抽樣分配

1. 在探討兩母體變異數是否相等的問題上，我們必須換個角度思考，不用差而用比。

- 如果兩個變異數沒有差異，則表示兩個變異數的比值等於 1。
- 如果兩個變異數有差異，則表示兩個變異數的比值不等於 1。

2. 假設兩個獨立母體均為常態分配， $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 與 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。若自兩常態母體中，分別隨機且獨立的抽出大小為 n_1 和 n_2 的兩組隨機樣本，即隨機變數為 $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n}$ 為獨立且有相同機率分配 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ，和 $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n}$ 為獨立且有相同機率分配 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。

我們可以得到

$$Y_1 = \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{n_1-1}^2$$

$$Y_2 = \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n_2-1}^2$$

由於『若兩個隨機變數 X 與 Y 為獨立的卡方分配，自由度分別為 k_1 與 k_2 ，則 $\frac{X/k_1}{Y/k_2}$ 的機率分配為 F_{k_1, k_2} 』，可知

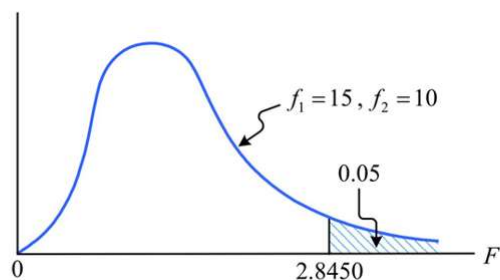
$$\frac{Y_1/(n_1-1)}{Y_2/(n_2-1)} = \frac{\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2}/(n_1-1)}{\frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2}/(n_2-1)} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_2^2/\sigma_1^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$$

例題 7.20

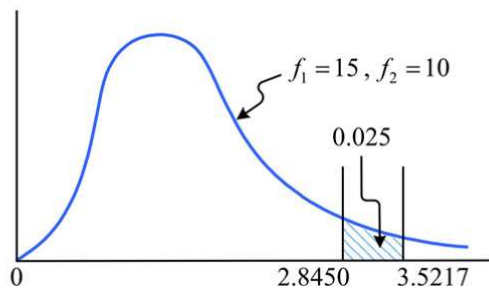
設 S_1^2, S_2^2 分別由常態母體 $N(5, 15), N(8, 25)$ 隨機抽出之兩組獨立樣本之樣本變異數，其樣本次數分別為 $n_1 = 16, n_2 = 11$ ，試求：

- (1) S_1^2 / S_2^2 會超過 1.7070 之機率。
- (2) S_1^2 / S_2^2 介於 1.7070 與 2.1130 之間之機率。
- (3) $S_1^2 / S_2^2 \geq 0$ 之機率。

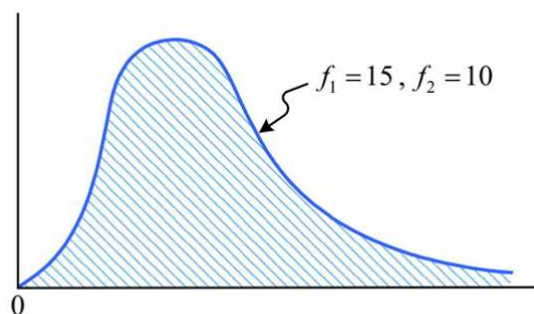
解： (1) $P\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} > 1.7070\right) = P\left[\frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} > \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}(1.7070)\right] = P\left[F > \frac{25}{15}(1.7070)\right]$
 $= P(F > 2.8450) \quad (f_1 = n_1 - 1 = 15, f_2 = n_2 - 1 = 10)$
 $= 0.05$



(2) $P\left(1.7070 < \frac{S_1^2}{S_2^2} < 2.1130\right)$
 $= P\left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}(1.7070) < \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} < \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}(2.1130)\right)$
 $= P\left[\frac{25}{15}(1.7070) < F < \frac{25}{15}(2.1130)\right]$
 $= P(2.8450 < F < 3.5217)$
 $= P(F > 2.8450) - P(F > 3.5217) \quad (f_1 = 15, f_2 = 10)$
 $= 0.05 - 0.025$
 $= 0.025$



$$(3) \quad P\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \geq 0\right) = P\left(\frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \geq 0\right) = P(F \geq 0) = 1$$



END

=> 假設 X_{11}, \dots, X_{1n} 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的一組樣本； X_{21}, \dots, X_{2n} 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的一組樣本，則在兩獨立的常態母體變異數已知時，與兩獨立的樣本變異數比值有關的抽樣分配為F分配， $F = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$ 。

例題 7.13

設兩獨立的常態母體分別為 $N(10, 2^2)$ 和 $N(15, 4^2)$ ，今從此兩母體分別隨機抽出兩獨立樣本，樣本數分別為 10、15。樣本數 $n_1 = 10$ ，得隨機變數 X_{11}, \dots, X_{110} 為獨立且有相同的機率分配 $N(10, 2^2)$ ，樣本平均數 $\bar{X}_1 = \frac{X_{11} + \dots + X_{110}}{10}$ ，樣本變異數 $S_1^2 = \frac{1}{10-1} \sum_{i=1}^{10} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$ ；樣本數 $n_2 = 15$ ，隨機變數 X_{21}, \dots, X_{215} 為獨立且有相同的機率分配 $N(15, 4^2)$ ，樣本平均數 $\bar{X}_2 = \frac{X_{21} + \dots + X_{215}}{15}$ ，樣本變異數 $S_2^2 = \frac{1}{15-1} \sum_{i=1}^{15} (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$ 。試求 S_1^2/S_2^2 大於 0.802325 的機率。

解 $n_1 - 1 = 10 - 1 = 9$, $n_2 - 1 = 15 - 1 = 14$

$$F = \frac{S_1^2 / S_2^2}{2^2 / 4^2} \sim F_{9,14}$$

S_1^2 / S_2^2 大於 0.802325 的機率為

$$P(S_1^2 / S_2^2 > 0.802325) = P\left(\frac{S_1^2 / S_2^2}{2^2 / 4^2} > \frac{0.802325}{2^2 / 4^2}\right) = P(F > 3.2093) = 0.025$$

=F.DIST.RT(3.2093,9,14)										
A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	0.02500001									
2										
3										

Excel 2016 函式：=F.DIST.RT(3.2093,9,14)

S_1^2 / S_2^2 大於 0.802325 的機率為 0.025，顯示 S_1^2 / S_2^2 有很高的可能性是不大於 0.802325。



12-5 兩母體變異數比的區間估計

12-5-1 區間估計四步驟

步驟1：選擇點估計量

同上，但是變異數的比。

步驟2：取得樣本統計量的抽樣分配

- $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 係自由度為 $n - 1$ 的卡方分配，亦即 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2$
- F分配是由兩個卡方分配之比所構成的，因此我們可做下面的推導：

$$F = \frac{\frac{\chi_1^2}{df_1}}{\frac{\chi_2^2}{df_2}} = \frac{\frac{[\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2}]}{n_1-1}}{\frac{[\frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2}]}{n_2-1}} = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

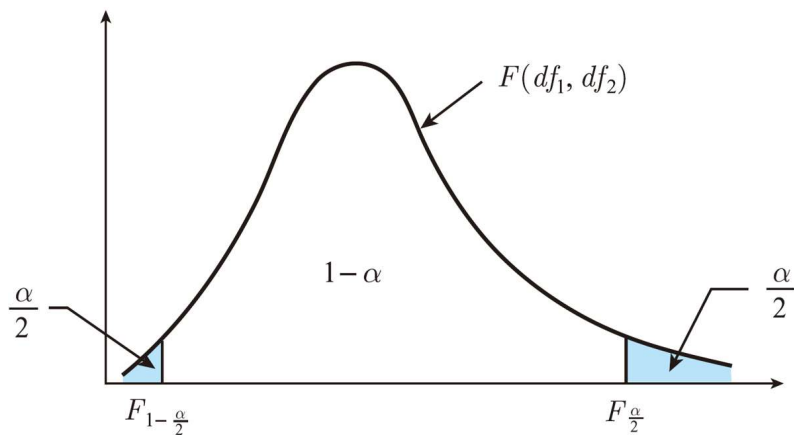
自由度為 $n_1 - 1$ 與 $n_2 - 1$ 的F方分配

- 查表時請注意，左尾和右尾機率間的關係：

$$F_{1-\alpha}(df_1, df_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(df_2, df_1)}$$

步驟3：導出母體參數的信賴區間

兩母體變異數比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 之 $100(1-\alpha)\%$ 的信賴區間



$$P[F_{1-\alpha/2}(df_1, df_2) < F < F_{\alpha/2}(df_1, df_2)] = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P[F_{1-\alpha/2}(df_1, df_2) < \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \frac{S_1^2}{S_2^2} < F_{\alpha/2}(df_1, df_2)] = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P\left[\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(df_1, df_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(df_1, df_2)}\right] = 1 - \alpha$$

步驟4：求出母體參數的信賴區間值並做統計推論

信賴區間為 $\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(df_1, df_2)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(df_1, df_2)}\right)$ ，或者是 $\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(df_1, df_2)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{\alpha/2}(df_2, df_1)\right)$

12-5-2 熟能生巧(二)

假設 X_{11}, \dots, X_{1n} 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的一組樣本， X_{21}, \dots, X_{2n} 為獨立且來自相同的常態母體 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的一組樣本，則兩母體樣本變異數比的抽樣分配是F分配， $F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$ 。

- 兩獨立母體為常態分配，則兩母體變異數比 σ_1^2/σ_2^2 的 $1 - \alpha$ 信賴區間為 $\frac{S_1^2/S_2^2}{F_{n_1-1, n_2-1, \alpha/2}}, \frac{S_1^2/S_2^2}{F_{n_1-1, n_2-1, 1-\alpha/2}}$

例題 8.13

設兩獨立的常態母體分別為 $N(10, \sigma_1^2)$ 和 $N(15, \sigma_2^2)$ ，今從此兩母體分別隨機抽出兩獨立樣本，第一個母體抽出樣本數 $n_1 = 10$ ，得樣本標準差 $s_1 = 2$ ；第二個母體抽出樣本數 $n_2 = 16$ ，得樣本標準差 $s_2 = 4$ 。由此組樣本資料，試求兩母體的變異數比值 σ_1^2/σ_2^2 的 90% 信賴區間。

解 第一個母體抽出樣本數 $n_1 = 10$ ，得樣本標準差 $s_1 = 2$ ；
第二個母體抽出樣本數 $n_2 = 16$ ，得樣本標準差 $s_2 = 4$ 。

$$1 - \alpha = 90\% \Rightarrow \alpha = 0.10 \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.05$$

$$F_{n_1-1, n_2-1, \frac{\alpha}{2}} = F_{10-1, 16-1, 0.05} = F_{9, 15, 0.05} = 2.5876$$

$$F_{n_1-1, n_2-1, 1-\frac{\alpha}{2}} = F_{10-1, 16-1, 1-0.05} = F_{9, 15, 0.95} = \frac{1}{F_{15, 9, 0.05}} = \frac{1}{3.0061} = 0.3327$$

由此組樣本資料，得兩母體的變異數比值 σ_1^2 / σ_2^2 的 90% 信賴區間為

$$\left(\frac{s_1^2 / s_2^2}{F_{n_1-1, n_2-1, \frac{\alpha}{2}}}, \frac{s_1^2 / s_2^2}{F_{n_1-1, n_2-1, 1-\frac{\alpha}{2}}} \right) = \left(\frac{2^2 / 4^2}{2.5876}, \frac{2^2 / 4^2}{0.3327} \right) = (0.0966, 0.7514)$$

在 90% 的信賴水準下，此組樣本資料所產生之樣本信賴區間 (0.0966, 0.7514) 會包含兩母體的變異數比值。



12-6. 兩母體變異數比的檢定

12-6-1 檢定的步驟

步驟1：設定虛無假設及對立假設。

(1) 雙尾檢定： $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 或 $H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$

$$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$$

\Rightarrow 拒絕 H_0 時，表示 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

(2) 左尾檢定： $H_0 : \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ 或 $H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \geq 1$

$$H_1 : \sigma_1^2 < \sigma_2^2 \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 1$$

\Rightarrow 拒絕 H_0 時，表示 $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$

(3) 右尾檢定： $H_0 : \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ 或 $H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq 1$

$$H_1 : \sigma_1^2 > \sigma_2^2 \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1$$

\Rightarrow 拒絕 H_0 時，表示 $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

通常在進行兩組獨立樣本母體平均數比較之前，會先執行一個「檢查兩個母體之母體變異數是否相同」的檢定。

步驟2：確定抽樣分配並畫圖。

$$F = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

當虛無假設為對時，則兩個母體的變異數為相等，而我們可以使用統計量F來做檢定

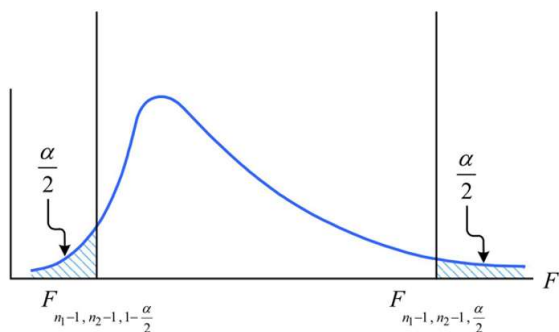
步驟3：標出決策法則。

F 檢定決策法則

(1) 雙尾檢定：若 $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(df_1, df_2)$ 或 $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(df_1, df_2)$ ，則拒絕 H_0 ，反之則接受 H_0 。

(2) 左尾檢定：若 $F \leq F_{1-\alpha}(df_1, df_2)$ ，則拒絕 H_0 ；反之則接受 H_0 。

(3) 右尾檢定：若 $F \geq F_{\alpha}(df_1, df_2)$ ，則拒絕 H_0 ；反之則接受 H_0 。



統計假設的配置法	檢定統計量	棄卻域
$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ $H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F < F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 或 $F > F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \geq 1$ $H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 1$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F < F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq 1$ $H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F > F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$

步驟4：依樣本觀測結果，判斷為棄卻或不棄卻虛無假設。

例題 10.7

自兩獨立常態母體中抽取兩組隨機樣本，其資料如下：

$$\text{第 1 組： } n_1 = 9, \bar{x}_1 = 64, s_1^2 = 36$$

$$\text{第 2 組： } n_2 = 13, \bar{x}_2 = 59, s_2^2 = 25$$

在顯著水準 $\alpha = 0.02$ ，試求：

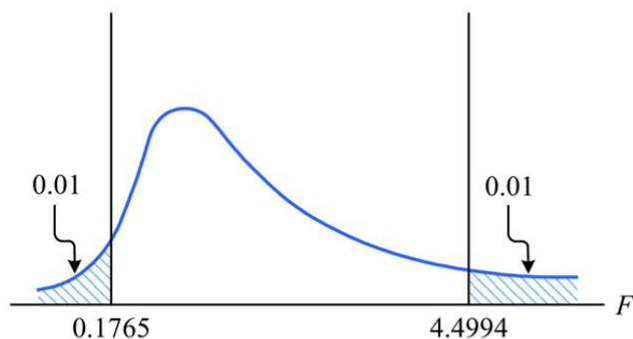
- (1) 檢定 σ_1^2 與 σ_2^2 是否可能相等？
- (2) $\mu_1 - \mu_2$ 之信賴區間，是否能宣稱 μ_1 與 μ_2 可能相等？
- (3) 檢定 μ_1 與 μ_2 是否有顯著差異？

解： (1) (a) 假設： $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ vs. $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ (雙尾檢定)

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.02$

(c) 計算： $F_0 = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{36}{25} = 1.44$

(d) 拒絕域： $F < F_{8,12,0.99} = \frac{1}{F_{12,8,0.01}} = \frac{1}{5.6668} = 0.1765$ 或 $F > F_{8,12,0.01} = 4.4994$



- (e) 判斷： $F_0 = 1.44 < 4.4994$ ，不在拒絕域，差異不顯著，不拒絕 H_0 ，即暫時沒有證據可以說明 σ_1^2 與 σ_2^2 不相同。

- (2) 由 (1) 小題的檢定結果，我們可以假設 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ ，因此可以使用常態母體下、兩獨立樣本之母體平均數差之信賴區間的方法。其信賴區間為

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

首先計算混合樣本變異數

$$s_p^2 = \frac{(9-1)36 + (13-1)25}{9+13-2} = 29.4$$

將混合樣本標準差，及兩組樣本平均數、樣本數、顯著水準代入信賴區間之表示式，可得

$$\begin{aligned} & \left(64 - 59 - t_{9+13-2, \frac{0.02}{2}} \sqrt{\frac{29.4}{9} + \frac{29.4}{13}}, 64 - 59 + t_{9+13-2, \frac{0.02}{2}} \sqrt{\frac{29.4}{9} + \frac{29.4}{13}} \right) \\ \Rightarrow & \left(64 - 59 - t_{20, 0.01} \sqrt{\frac{29.4}{9} + \frac{29.4}{13}}, 64 - 59 + t_{20, 0.01} \sqrt{\frac{29.4}{9} + \frac{29.4}{13}} \right) \\ \Rightarrow & (5 - 2.528 \times 2.351, 5 + 2.528 \times 2.351) \Rightarrow (-0.943, 10.943) \end{aligned}$$

因為 $\mu_1 - \mu_2$ 之區間包括 0，所以 μ_1 與 μ_2 可能相等。

- (3) (a) 假設： $H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs. $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.02$

$$(c) \text{ 計算： } t_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{64 - 59}{(5.422) \sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{13}}} = 2.127$$

(d) 拒絕域： $t_0 < -t_{20, 0.01} = -2.528$ 或 $t_0 > t_{20, 0.01} = 2.528$

(e) 判斷： $t_0 = 2.127 < 2.528$ ，不在拒絕域，差異不顯著，不拒絕 H_0 ，即 μ_1 與 μ_2 並無顯著的不同。

END

例題 10.8

設 A、B 品牌尼古丁含量為獨立常態分配，今各抽取 $n=5$ 支香煙檢驗其尼古丁含量如下表所示，在顯著水準 $\alpha=0.05$ 之下，試求：

- (1) A、B 品牌尼古丁含量之分配變異數是否一致？
- (2) A、B 品牌尼古丁含量之分配的平均成份是否相等？

A 品牌	3.9	3.0	3.7	4.5	4.1
B 品牌	4.2	3.9	3.6	4.4	4.5

解： 設 A、B 品牌尼古丁含量為獨立常態分配

(1) (a) 假設： $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ vs. $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

(b) 顯著水準： $\alpha=0.05$

(c) 計算：

$$\bar{x}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{1i} = \frac{19.2}{5} = 3.84$$

$$\bar{x}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{2i} = \frac{20.6}{5} = 4.12$$

$$s_1^2 = \frac{1}{5-1} \sum_{i=1}^5 (x_{1i} - 3.84)^2 = 0.308$$

$$s_2^2 = \frac{1}{5-1} \sum_{i=1}^5 (x_{2i} - 4.12)^2 = 0.137$$

$$F_0 = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{0.308}{0.137} = 2.248$$

(d) 拒絕域： $F_0 < F_{4,4,0.975} = \frac{1}{F_{4,4,0.025}} = \frac{1}{9.6045} = 0.104$ 或 $F_0 > F_{4,4,0.025} = 9.6045$

(e) 判斷： $F_0 = 2.248 < 9.6045$ ，不在拒絕域，不拒絕 H_0 ，即 A、B 品牌尼古丁含量之分配的變異數可能相等。

(2) 由 (1) 之檢定可假設 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ ，獨立常態分配，可用 t 檢定進行母體平均數的比較。

(a) 假設： $H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs. $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 計算：

$$\begin{aligned} s_p &= \sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \\ &= \sqrt{\frac{(5-1)0.308 + (5-1)0.137}{5+5-2}} \\ &= \sqrt{0.2225} \\ &= 0.472 \\ t_0 &= \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{3.84 - 4.12}{(0.472) \sqrt{\frac{1}{5} + \frac{1}{5}}} = -0.939 \end{aligned}$$

(d) 拒絕域： $t_0 < -t_{8, 0.025} = -2.306$ 或 $t_0 > t_{8, 0.025} = 2.306$

(e) 判斷： $t_0 = -0.939 > -2.306$ ，不在拒絕域，不拒絕 H_0 ，即平均成份可能相同。

END

12-6-2 熟能生巧

=> 手算推薦檢定統計量法

假設檢定	$H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ (右尾檢定)	$H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$ (左尾檢定)	$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ (雙尾檢定)
檢定統計量	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$		
拒絕域	$\{F > F_{n_1-1, n_2-1, \alpha}\}$	$\{F < F_{n_1-1, n_2-1, 1-\alpha}\}$	$\{F > F_{n_1-1, n_2-1, \frac{\alpha}{2}} \text{ 或 } F < F_{n_1-1, n_2-1, 1-\frac{\alpha}{2}}\}$

例題 9.16 (續例題 8.13)

設兩獨立的常態母體分別為 $N(10, \sigma_1^2)$ 和 $N(15, \sigma_2^2)$ ，今從此兩母體分別隨機抽出兩獨立樣本，第一個母體抽出樣本數 $n_1 = 10$ ，得樣本標準差 $s_1 = 2$ ；第二個母體抽出樣本數 $n_2 = 16$ ，得樣本標準差 $s_2 = 4$ 。由此組樣本資料，試檢定兩母體的變異數是否有差異？(設顯著水準為 0.10)

解 $n_1 = 10$ ， $s_1 = 2$ ； $n_2 = 16$ ， $s_2 = 4$ 。

(1) 假設檢定：

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

(2) 顯著水準： $\alpha = 0.10$

(3) 檢定統計量：

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

(4) 拒絕域：

$$\{F > F_{n_1-1, n_2-1, \frac{\alpha}{2}} \text{ 或 } F < F_{n_1-1, n_2-1, 1-\frac{\alpha}{2}}\} = \{F > 2.5876 \text{ 或 } F < 0.3327\}$$

$$\because \alpha = 0.10 \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.05 \Rightarrow F_{n_1-1, n_2-1, \frac{\alpha}{2}} = F_{10-1, 16-1, 0.05} = F_{9, 15, 0.05} = 2.5876$$

$$F_{n_1-1, n_2-1, 1-\frac{\alpha}{2}} = F_{10-1, 16-1, 1-0.05} = F_{9, 15, 0.95} = \frac{1}{F_{15, 9, 0.05}} = \frac{1}{3.0061} = 0.3327$$

(5) 計算檢定統計量的值：

$$F \text{ 值} = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{2^2}{4^2} = 0.25$$

$$F \text{ 值} = 0.25 < 0.3327 \Rightarrow \text{拒絕 } H_0$$

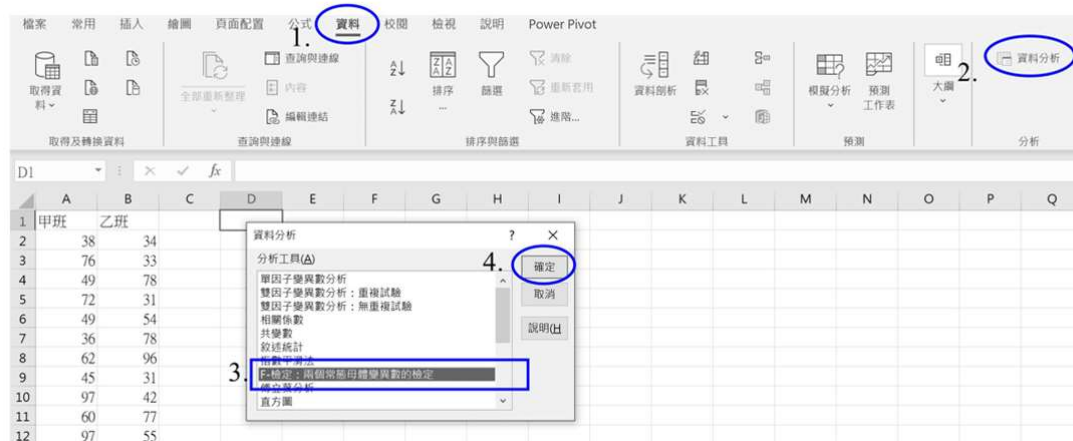
(6) 結論：在顯著水準為 0.10 之下，此組樣本資料有充分的證據說明兩母體的變異數有差異，即兩母體的變異數有顯著差異。



例題 9.17

設甲、乙兩班各 50 名學生的統計學期中考成績為“統計學成績 2.xls”資料檔所示。利用 Excel 2016 操作，檢定此兩班學生統計學期中考成績的變異數是否有顯著差異？(設顯著水準為 0.10)

解 假設檢定： $H_0: \sigma_{\text{甲}}^2 = \sigma_{\text{乙}}^2$ vs. $H_1: \sigma_{\text{甲}}^2 \neq \sigma_{\text{乙}}^2$



Summary: 抽樣分配應用於估計母體參數

A. 標準常態分配可估計母體參數 - 平均數、比例

1. 估計單一母體平均數 μ
2. 估計單一母體比例 p
3. 估計兩母體平均數差 $\mu_1 - \mu_2$
4. 估計兩母體比例差 $p_1 - p_2$

B. t分配可估計母體參數 - 平均數

1. 估計單一母體平均數 μ
2. 估計兩母體平均數差 $\mu_1 - \mu_2$

C. 卡方分配可估計母體參數 - 變異數

1. 估計單一母體變異數 σ^2 或標準差 σ 。

D. F分配可估計母體參數 - 變異數比

1. 估計兩母體變異數比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 或標準差比 $\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ 。