

# 統計學

## 第十二章 點計(類別)資料分析—卡方檢定的應用

12-1 基本概念

12-2 適合度檢定(一)—多項式母體比例的檢定

12-3 適合度檢定(二)—母體分配型態的檢定

12-4 列聯表檢定(一)—獨立性檢定

12-5 列聯表檢定(二)—齊一性檢定

12-6 K-S 檢定法(選讀)



書號：512282

編著 江建良



普林斯頓國際有限公司

# 12-1 基本概念

## ● 類別資料概述：

類別資料 (categorical data)，是指根據觀察值 (即個體) 的屬性，按照不同類別加以分類 (分組)，而各分類 (分組) 的個數乃依點計方式計數而得，故又稱為點計資料 (count data)。

## ● 類別資料的種類：

### ✚ 單分類列聯表：

單分類列聯表 (one-way contingency table)，係指統計資料只依單一標準加以分類。

### ✚ 雙分類列聯表：

雙分類列聯表 (two-way contingency table)，係指統計資料依兩標準加以分類。



## 12-1 基本概念

### ● 卡方檢定的模式：

類別	1	2	...	k	合計
觀察次數 $o_i$	$o_1$	$o_2$	...	$o_k$	$n$
$H_0$ 下之期望次數 $e_i$	$e_1$	$e_2$	...	$e_k$	$n$

$$\chi^2 = \frac{(o_1 - e_1)^2}{e_1} + \frac{(o_2 - e_2)^2}{e_2} + \dots + \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k} = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

當  $\chi^2 > \chi^2_{(1-\alpha, f)}$  時，表示樣本觀察次數與期望次數差異大，即樣本資料與  $H_0$  下之母體資料差異大，故放棄  $H_0$  之假設。由於放棄域列於  $\chi^2$  分配的右尾，所以一律採右尾檢定。



# 12-1 基本概念

## ● 常見的卡方檢定類型：

- (1) 多項式母體比例的檢定。
  - (2) 母體分配型態的檢定。
  - (3) 獨立性檢定。
  - (4) 齊一性檢定。
- 適合度檢定。
- 列聯表檢定。



## 12-2 適合度檢定(一) – 多項式母體比例的檢定

### 例題 12-1

設甲工廠生產的產品分  $A$ 、 $B$ 、 $C$  三級，所占之比例為  $2:1:1$ ，今隨機抽取 8 個，其中  $A$  級 5 個， $B$  級 2 個， $C$  級 1 個之機率為何？

解：  $P_1 = \frac{1}{2}, P_2 = \frac{1}{4}, P_3 = \frac{1}{4}$

$$P = C_{5,2,1}^8 \left(\frac{1}{2}\right)^5 \left(\frac{1}{4}\right)^2 \left(\frac{1}{4}\right)^1 = \frac{8!}{5!2!1!} \left(\frac{1}{2}\right)^5 \left(\frac{1}{4}\right)^2 \left(\frac{1}{4}\right)^1 = \frac{21}{256}$$



## 12-2 適合度檢定(一) – 多項式母體比例的檢定

### ● 卡方檢定的步驟：

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

- ① 若  $\chi^2$  值落在放棄域內，則差異顯著，放棄  $H_0$ ，接受  $H_1$ 。
- ② 若  $\chi^2$  值落在接受域內，則差異不顯著，接受  $H_0$ 。



## 例題 12-2

擲一個銅板 50 次，其資料如下：

銅板	正面	反面
次數	30	20

試檢定出現正反面的機率是否相等？ ( $\alpha = 0.05$ )



解：(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: P_1 = P_2 = \frac{1}{2} \\ H_1: \text{至少有一個不相等} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 2-1)} = 3.84$

(d) 計算： $e_1 = nP_1 = 50 \times \frac{1}{2} = 25$

$$e_2 = nP_2 = 50 \times \frac{1}{2} = 25$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(30 - 25)^2}{25} + \frac{(20 - 25)^2}{25} = 2$$

(e) 判斷： $\because 2 < 3.84$ ，差異不顯著， $\therefore$  接受  $H_0$ ，即該銅板為一公正的銅板，正反面出現的機率均為  $\frac{1}{2}$ 。 ❖



### 例題 12-3

依孟德爾研究豌豆的外型，得出圓而黃、圓而綠、皺而黃、皺而綠之遺傳比例為 9 : 3 : 3 : 1，茲觀察 200 棵豌豆外型，其資料如下：

豌豆	圓而黃	圓而綠	皺而黃	皺而綠
數目	110	35	40	15

試檢定此豌豆實驗是否符合遺傳理論？ ( $\alpha = 0.05$ )

**解：** (a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: P_1 = \frac{9}{16}, P_2 = \frac{3}{16}, P_3 = \frac{3}{16}, P_4 = \frac{1}{16} \\ H_1: \text{至少有一個不相等} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 4-1)} = 7.81$



(d) 計算： $e_1 = nP_1 = 200 \times \frac{9}{16} = 112.5$

$$e_2 = nP_2 = 200 \times \frac{3}{16} = 37.5$$

$$e_3 = nP_3 = 200 \times \frac{3}{16} = 37.5$$

$$e_4 = nP_4 = 200 \times \frac{1}{16} = 12.5$$

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \sum_{k=1}^4 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(110 - 112.5)^2}{112.5} + \frac{(35 - 37.5)^2}{37.5} \\ &\quad + \frac{(40 - 37.5)^2}{37.5} + \frac{(15 - 12.5)^2}{12.5} = 0.89 \end{aligned}$$

(e) 判斷： $\because 0.89 < 7.81$ ，落在接受域，差異不顯著， $\therefore$  接受  $H_0$ ，即該實驗符合遺傳理論。



## 12-3 適合度檢定(二) — 母體分配型態的檢定

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

- ① 若  $\chi^2$  值落在放棄域，則差異顯著，放棄  $H_0$ ，接受  $H_1$ 。
- ② 若  $\chi^2$  值不落在放棄域，則差異不顯著，接受  $H_0$ 。



例題 12-4

擲一個骰子 100 次，其出現點數次數之資料如下：

點 數	1	2	3	4	5	6
次 數	20	24	10	15	14	17

試檢定上述資料是否服從於分立均等分配？ ( $\alpha = 0.05$ )





### 例題 12-5

設有一副牌以放回方式抽出三張牌，每次出現紅桃之張數為  $X$ ，重複試行 64 次之結果如下：

$X$	0	1	2	3
次數 ( $o_i$ )	21	31	12	0

試檢定上述資料是否符合  $n=3, p=0.25$  之二項分配？ ( $\alpha=0.05$ )



**解：** (a) 假設：
$$\begin{cases} H_0 : \text{服從於二項分配 } (n = 3, P = 0.25) \\ H_1 : \text{不服從於二項分配 } (n = 3, P = 0.25) \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.01$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(1-\alpha, k-1)} = \chi^2_{(0.99, 3-1)} = 9.21$  【註： $f = 3 - 1$ ，見下列說明】

(d) 計算：

$$\textcircled{1} \quad x = 0 \text{ 時, } P_1 = C_0^3 \left(\frac{1}{4}\right)^0 \left(\frac{3}{4}\right)^3 = 0.4219$$

$$e_1 = nP_1 = 64(0.4219) = 27$$

$$\textcircled{2} \quad x = 1 \text{ 時, } P_2 = C_1^3 \left(\frac{1}{4}\right)^1 \left(\frac{3}{4}\right)^2 = 0.4219$$

$$e_2 = nP_2 = 64(0.4219) = 27$$

$$\textcircled{3} \quad x = 2 \text{ 時, } P_3 = C_2^3 \left(\frac{1}{4}\right)^2 \left(\frac{3}{4}\right)^1 = 0.1406$$

$$e_3 = nP_3 = 64(0.1406) = 9$$



$$\textcircled{4} \quad x=3 \text{ 時, } P_4 = C_3^3 \left(\frac{1}{4}\right)^3 \left(\frac{3}{4}\right)^0 = 0.0156$$

$$e_4 = nP_4 = 64(0.0156) = 1$$

$\because e_4 = 1 < 5$ ,  $\therefore$  必須與鄰近一組合併, 共 3 組,

$\therefore 3 - 1 = 2$ , 如下表:

$X$	0	1	2	3
$o_i$	21	31	12	0
$e_i$	27	27	9	1

Diagram illustrating the merging of categories 2 and 3 for both observed ( $o_i$ ) and expected ( $e_i$ ) frequencies. For  $o_i$ , a bracket connects 12 and 0, with 12 written below. For  $e_i$ , a bracket connects 9 and 1, with 10 written below.

$$\chi^2 = \sum_{i=0}^3 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(21-27)^2}{27} + \frac{(31-27)^2}{27} + \frac{(12-10)^2}{10} = 2.33$$

(e) 判斷:  $\because 2.33 < 9.21$ , 落在接受域,  $\therefore$  接受  $H_0$ , 即該資料服從於二項分配 ( $n=3, P=0.25$ )。



### 例題 12-6

觀察台中市每日發生機車事故的次數，以 50 天為一期，其記載之資料如下：

事故次數	0	1	2	3	4	5	6 或以上
天數	25	15	8	0	1	1	0

試檢定資料是否適合卜瓦松分配？ ( $\alpha = 0.05$ )

**解：** (a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{此資料適合卜瓦松分配} \\ H_1: \text{此資料不適合卜瓦松分配} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 1)} = 3.84$  ( $f = 1$ ，見以下說明)



(d) 計算：卜瓦松分配為  $P(x) = \frac{\mu^x e^{-\mu}}{x!}$ ， $\because \mu$  未知，以  $\bar{x}$  代替，

$$\bar{x} = \frac{(0)(25) + (1)(15) + (2)(8) + (3)(0) + (4)(1) + (5)(1)}{50} = 0.8$$

$$\therefore P(x) = \frac{(0.8)^x e^{-0.8}}{x!}$$

$$\textcircled{1} P_1 = P(x=0) = \frac{(0.8)^0 e^{-0.8}}{0!} = 0.4493 \quad (\text{查表})$$

$$e_1 = nP_1 = 50(0.4493) = 22.47$$

$$\textcircled{2} P_2 = P(x=1) = \frac{(0.8)^1 e^{-0.8}}{1!} = 0.3595$$

$$e_2 = nP_2 = 50(0.3595) = 17.97$$



$$\textcircled{3} \quad P_3 = P(x = 2) = \frac{(0.8)^2 e^{-0.8}}{2!} = 0.1438$$

$$e_3 = nP_3 = 50(0.1438) = 7.19$$

$$\textcircled{4} \quad P_4 = P(x = 3) = \frac{(0.8)^3 e^{-0.8}}{3!} = 0.0383$$

$$e_4 = nP_4 = 50(0.0383) = 1.92$$

$$\textcircled{5} \quad P_5 = P(x = 4) = \frac{(0.8)^4 e^{-0.8}}{4!} = 0.0077$$

$$e_5 = nP_5 = 50(0.0077) = 0.39$$

$$\textcircled{6} \quad P_6 = P(x = 5) = \frac{(0.8)^5 e^{-0.8}}{5!} = 0.0012$$

$$e_6 = nP_6 = 50(0.0012) = 0.06$$

⑦  $x$  為 6 或以上，機率为 0.0002

$$e_7 = nP_7 = 50(0.0002) = 0.00$$



$\because e_4, e_5$  皆小於 5，與鄰近合併一組，如下表：

$X$	0	1	2	3	4	5	6 或以上	
$o_i$	25	15	8	0	1	1	0	
			└──────────────────┘ 10					
$e_i$	22.47	17.97	7.19	1.92	0.39	0.06	0.00	
			└──────────────────┘ 9.56					

由上表知共有 3 組，即  $k = 3$ ，又  $\because$  以一個估計統計量  $\bar{x}$  代替  $\mu$

$$\therefore f = k - 1 - m = 3 - 1 - 1 = 1$$

$$\chi^2 = \sum_{x=0}^2 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(25 - 22.47)^2}{22.47} + \frac{(15 - 17.97)^2}{17.97} + \frac{(10 - 9.56)^2}{9.56} = 0.796$$

(e) 判斷： $\because 0.796 < 3.84$ ，不落在放棄域， $\therefore$  接受  $H_0$ ，即此資料適合於卜瓦松分配。



## 例題 12-7

某單位進行一項 300 人的大規模測驗，其成績如下：

成 績	人 數
50 以下	0
50~60	24
60~70	64
70~80	120
80~90	73
90~100	19
100 以上	0

該單位宣稱此資料適合於  $\mu=75, \sigma=15$  的常態分配，試檢定之 ( $\alpha=0.05$ )。



**解：**(a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{此資料適合於 } \mu = 75, \sigma = 15 \text{ 的常態分配} \\ H_1: \text{此資料不適合於 } \mu = 75, \sigma = 15 \text{ 的常態分配} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 6)} = 12.59$  ( $f = k - 1 = 7 - 1 = 6$ )

(d) 計算：

①

成績 ( $X$ )	人數 ( $o$ )	$Z = \frac{t - 75}{15}$	機率 ( $P$ )	期望次數 $e_i = 300 \times P_i$
50 以下	0	-1.67 以下	0.0475	14.25
50~60	24	-1.67~-1.00	0.1112	33.36
60~70	64	-1.00~-0.33	0.2120	63.60
70~80	120	-0.33~0.33	0.2586	77.58
80~90	73	0.33~1.00	0.2120	63.60
90~100	19	1.00~1.67	0.1112	33.36
100 以上	0	1.67 以上	0.0475	14.25



$$(i) Z = \frac{50 - 75}{15} = -1.67$$

$$(ii) Z = \frac{60 - 75}{15} = -1.00$$

$$(iii) P(50 < X < 60) = P(Z < -1.00) - P(Z < -1.67) \\ = 0.1587 - 0.0457 \\ = 0.1112 \dots \text{其他類推}$$

$$\textcircled{2} \chi^2 = \sum_{i=1}^7 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(0 - 14.25)^2}{14.25} + \frac{(24 - 33.36)^2}{33.36} + \dots + \frac{(0 - 14.25)^2}{14.25} \\ = 61.89$$

(e) 判斷： $\because 61.89 > 12.59$ ，落在放棄域， $\therefore$  放棄  $H_0$ ，即測驗成績並不  
服從於  $\mu = 75, \sigma = 15$  的常態分配。 ❖



## 例題 12-8

設 90 名學生之數學成績如下 ( 設已知該資料  $\bar{X} = 39, \hat{S} = 14$  ) :

組別 ( 分數 )	人數 ( $o_i$ )
$X < 20$	10
$20 \leq X < 30$	14
$30 \leq X < 40$	21
$40 \leq X < 50$	20
$50 \leq X < 60$	15
$60 \leq X < 70$	10

試檢定此資料是否適合於常態分配? ( $\alpha = 0.05$ )



解：(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0 : \text{此資料適合於常態分配} \\ H_1 : \text{此資料不適合於常態分配} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(1-\alpha, k-1-m)} = \chi^2_{(0.95, 6-1-2)} = 7.81$

(d) 計算：由於  $\mu$  與  $\sigma$  未知，利用樣本資料得知  $\bar{X} = 39$ ,  $\hat{S} = 14$ ，代替未知母數， $\therefore m = 2$ ，自由度  $f = k - 1 - m = 6 - 1 - 2 = 3$ 。

①

成績 ( $X$ )	人數 ( $o_i$ )	$Z = \frac{\ell - 39}{14}$	機率 ( $P_i$ )	期望次數 ( $e_i = 90 \times P_i$ )
$X < 20$	10	-1.36 以下	0.0869	7.821
$20 \leq X < 30$	14	-1.36~-0.64	0.1742	15.678
$30 \leq X < 40$	21	-0.64~-0.07	0.2668	24.012
$40 \leq X < 50$	20	0.07~0.79	0.2573	23.157
$50 \leq X < 60$	15	0.79~1.50	0.1480	13.32
$60 \leq X$	10	1.5 以上	0.0668	6.012



$$\textcircled{2} \quad \chi^2 = \sum_{k=1}^6 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(10 - 7.821)^2}{7.821} + \frac{(14 - 15.678)^2}{15.678} + \frac{(21 - 24.012)^2}{24.012} \\ + \frac{(20 - 23.157)^2}{23.157} + \frac{(15 - 13.32)^2}{13.32} + \frac{(10 - 6.012)^2}{6.012} = 4.452$$

(e) 判斷：∵ 4.452 < 7.81，落在接受域，差異不顯著，∴ 接受  $H_0$ ，即該資料適合於常態分配。 ❖



## 12-4 列聯表檢定(一) — 獨立性檢定

### ● 卡方檢定的步驟：

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

- ① 若  $\chi^2$  值落在放棄域內，則差異顯著，放棄  $H_0$ ，接受  $H_1$ 。
- ② 若  $\chi^2$  值落在接受域，則差異不顯著，接受  $H_0$ 。



例題 12-9

設 50 名學生之學業與操行成績如下表所示：

學業	操行	
	甲 等	乙 等
A 等	18	12
B 等	10	10

試檢定學業與操行成績是否有關？ ( $\alpha = 0.05$ )



解：(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: \text{學業與操行無關} \\ H_1: \text{學業與操行有關} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{[(1-\alpha), (r-1)(c-1)]} = \chi^2_{(0.95, 1)} = 3.84$

(d) 計算：

學業 \ 操行	甲 等	乙 等	合 計
A 等	18(16.8)①	12(13.2)	30
B 等	10(11.2)	10(8.8)	20
合 計	28	22	50



①  $\frac{28 \times 30}{50} = 16.8, \frac{22 \times 30}{50} = 13.2$ ，其他類推

② 不考慮修正， $\because e_{ij}$  均未小於 5

$$\begin{aligned}\chi^2 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \\ &= \frac{(18 - 16.8)^2}{16.8} + \frac{(12 - 13.2)^2}{13.2} + \frac{(10 - 11.2)^2}{11.2} + \frac{(10 - 8.8)^2}{8.8} \\ &= 0.487\end{aligned}$$

③ 考慮修正：在實務， $5 \leq e_{ij} \leq 10$ ，予以修正

$$\begin{aligned}\chi^2 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{\left( |o_{ij} - e_{ij}| - \frac{1}{2} \right)^2}{e_{ij}} \\ &= \frac{(|18 - 16.8| - 0.5)^2}{16.8} + \frac{(|12 - 13.2| - 0.5)^2}{13.2} + \frac{(|10 - 11.2| - 0.5)^2}{11.2} \\ &\quad + \frac{(|10 - 8.8| - 0.5)^2}{8.8} = 0.166\end{aligned}$$

(e) 判斷： $\because$  不考慮修正或考慮修正，兩者之值均小於 3.84，落在接受域， $\therefore$  接受  $H_0$ ，即學業與操行無關。



例題 12-10

研究著想了解教育程度與社經地位是否有關，乃調查 300 人，其資料如下：

教育程度 \ 社經地位	社經地位		
	低	中	高
大 學	20	24	40
高 中	16	20	30
國 中	40	50	60

試檢定教育程度與社經地位是否有關？ ( $\alpha = 0.05$ )



**解：**(a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{教育程度與社經地位無關} \\ H_1: \text{教育程度與社經地位有關} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{[(1-\alpha), (r-1)(c-1)]} = \chi^2_{(0.95, 4)} = 9.49$

(d) 計算：

社經地位 教育程度	社經地位			合 計
	低	中	高	
大 學	20(21.3)	24(26.3)	40(36.4)	84
高 中	16(16.7)	20(20.7)	30(28.6)	66
國 中	40(38)	50(47)	60(65)	150
合 計	76	94	130	300

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \\ &= \frac{(20 - 21.3)^2}{21.3} + \frac{(24 - 26.3)^2}{26.3} + \dots + \frac{(60 - 65)^2}{65} = 1.44 \end{aligned}$$

(e) 判斷： $\because 1.44 < 9.49$ ，落在接受域，差異不顯著， $\therefore$  接受  $H_0$ ，即教育程度與社經地位無關。



例題 12-11

茲調查 500 人，詢問“婚前可否性行為”的看法，其資料如下：

性別	態度	
	贊成	反對
男	100	125
女	140	135

試檢定性別不同對婚前性行為的看法是否相同？ ( $\alpha = 0.05$ )

- (a) 卡方檢定。
- (b) 將男、女性別視為二個母體，以雙尾常態分配檢定男性對“贊成”的看法之比例與女性對“贊成”的看法之比例是否相同？



解：(a) 卡方檢定：

① 假設： $\begin{cases} H_0: \text{性別與態度無關} \\ H_1: \text{性別與態度有關} \end{cases}$

② 顯著水準： $\alpha = 0.05$

③ 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 1)} = 3.84$

④ 計算：

性別 \ 態度	贊 成	反 對	合 計
男	100(108)	125(117)	225
女	140(132)	135(143)	275
合 計	240	260	500

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{(100-108)^2}{108} + \frac{(125-117)^2}{117} + \frac{(140-132)^2}{132} + \frac{(135-143)^2}{143} \\ &= 2.07 \end{aligned}$$

⑤ 判斷： $\because 2.07 < 3.84$ ，落在接受域，差異不顯著， $\therefore$  接受  $H_0$ ，  
即性別與態度無關。



(b) 兩母體比例差之檢定 ( 可參考 9-4 節之說明 ) :

① 假設：  $\begin{cases} H_0: P_1 = P_2 \\ H_1: P_1 \neq P_2 \end{cases}$

② 顯著水準：  $\alpha = 0.05$

③ 放棄域：  $Z < -Z_{0.975} = -1.96$  及  $Z > Z_{0.975} = 1.96$

④ 計算：

$$\hat{P}_1 = \frac{x_1}{n_1} = \frac{100}{225}$$

$$\hat{P}_2 = \frac{x_2}{n_2} = \frac{140}{275}$$

$$\hat{P} = \frac{100 + 140}{225 + 275} = \frac{240}{500}$$

$$Z = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2}{\sqrt{\hat{P}(1-\hat{P})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} = \frac{\frac{100}{225} - \frac{140}{275}}{\sqrt{\left(\frac{240}{500}\right)\left(1 - \frac{240}{500}\right)\left(\frac{1}{225} + \frac{1}{275}\right)}} = -1.44$$

⑤ 判斷：  $\because -1.44 > -1.96$ ，落在接受域， $\therefore$  接受  $H_0$ ，與 (a) 之方法同。我們亦可由  $\chi_{(1)}^2 = Z^2$  性質知， $2.07 = (1.44)^2$ ，兩者相同。



## 12-5 列聯表檢定(二) — 齊一性檢定

### ● 獨立性檢定與齊一性檢定之比較：

1. 一般常將齊一性檢定視為獨立性檢定的延伸，其所使用的檢定統計量、公式、判斷準則皆相同。
2. 獨立性檢定只從一母體分配中抽取一組隨機樣本，而使用不同變數對該資料加以分類；齊一性檢定則可視為由不同母體分別各抽取一組樣本而相互比較。
3. 獨立性檢定是檢定不同變數的分類是否相互獨立；而齊一性檢定則是檢定不同的隨機樣本在各個母體的比例是否一致。

因為齊一性檢定與獨立性檢定所使用的檢定統計量相同，本書不另外說明檢定的步驟。



例題 12-12

今自各行業各隨機抽樣 100 人，依性別不同區分之各行業人數如下：

性別 \ 行業	服務業	製造業	農業	礦業
男	40	70	65	80
女	60	30	35	20
合計	100	100	100	100

試檢定四種行業就業性別的比例是否相同？ ( $\alpha = 0.05$ )



解：(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: \text{四種行業就業性別比例相同 (或性別與從事行業無關)} \\ H_1: \text{四種行業就業性別比例不同 (或性別與從事行業有關)} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{[0.95, (4-1)(2-1)]} = \chi^2_{(0.95, 3)} = 7.81$

(d) 計算：本題乃先確立各行業抽出 100 人，邊際次數（行）固定。  
我們可將男與女兩組視為不同的隨機樣本，以檢定該兩組是否在四種不同行業之比例齊一。



性別 \ 行業	服務業	製造業	農業	礦業	合計
男	40(63.8)	70(63.8)	65(63.8)	80(63.8)	255
女	60(36.3)	30(36.3)	35(36.3)	20(36.3)	145
合計	100	100	100	100	400

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

$$= \frac{(40 - 63.8)^2}{63.8} + \frac{(70 - 63.8)^2}{63.8} + \dots + \frac{(20 - 36.3)^2}{36.3} = 37.60$$

(e) 判斷：∵ 37.60 > 7.81，落在放棄域，差異顯著，∴ 放棄  $H_0$ ，即表示四種行業之就業性別比例不同，換言之，性別與所從事的行業有關。



例題 12-13

今以 300 位家長，250 位教師，300 位心理學家，360 名學生，詢問“若學生成績退步，是否應受到老師處罰？”，其贊成、無意見、反對之資料如下：

對象 \ 態度	贊 成	無意見	反 對	合 計
家 長	128	102	70	300
教 師	106	100	44	250
心理學家	54	120	126	300
學 生	38	110	212	360
合 計	326	432	452	1,210

試檢定調查對象對此問題贊成與否比例是否相同？( $\alpha = 0.05$ )



解：(a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{調查對象贊成比例相同} \\ H_1: \text{調查對象贊成比例不同} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $\chi^2 > \chi^2_{(0.95, 6)} = 12.59$

(d) 計算： $f = (r-1)(c-1) = (3-1)(4-1) = 6$

對象 \ 態度	態度			合計
	贊成	無意見	反對	
家長	128(80.8)	102(107.1)	70(112.1)	300
教師	106(67.4)	100(89.3)	44(93.4)	250
心理學家	54(80.8)	120(107.1)	126(112.1)	300
學生	38(97.0)	110(128.5)	212(134.5)	360
合計	326	432	452	1,210

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{(128 - 80.8)^2}{80.8} + \frac{(102 - 107.1)^2}{107.1} + \dots + \frac{(212 - 134.5)^2}{134.5} \\ &= 188.58 \end{aligned}$$

(e) 判斷： $\because 188.58 > 12.59$ ，落在放棄域，差異顯著， $\therefore$ 放棄  $H_0$ ，即四種不同對象對此問題贊成比例不同。



## 12-6 K-S 檢定法(選讀)

### ● 適合度檢定 - K-S檢定法(單一樣本情況)：

$$D = \max |F(X) - S(X)|$$

式中： $F(X)$  表示理論分配各階段的累積機率。

$S(X)$  表示實際分配各階段的累積機率。

$|F(X)-S(X)|$  表示各階段理論分配與實際分配累積機率之差的絕對值，而絕對值中的最大值即為  $D$ 。

1. 當  $D > D_{\alpha/2}$  時，落在放棄域，差異顯著，放棄  $H_0$ ，即實際次數分配不服從於理論分配。
2. 當  $D < D_{\alpha/2}$  時，落在接受域，差異不顯著，放棄  $H_0$ ，即實際次數分配服從於理論分配。



例題 12-14

為了解“是否廢除大學聯考”，今隨機抽取 100 位家長調查，其中非常贊成 37 人，贊成 16 人，沒有意見 10 人，不贊成 12 人，非常不贊成 25 人，設  $\alpha = 0.05$  下，家長態度有無顯著差異？

“是否廢除大學聯考”

非常不贊成      —      —      —      —      —      非常贊成  
                         1      2      3      4      5



**解：**本題之資料為順序資料（非常贊成>贊成>沒有意見>不贊成>非常不贊成，5>4>3>2>1），適用 K-S 檢定法。

(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: \text{態度無顯著差異} \\ H_1: \text{態度有顯著差異} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $D > D_{0.025} = 0.1340$  ( $n = 100$ )

(d) 計算： $n = 100$  人，分 5 個評等，理論上每個評等為  $100 \times \frac{1}{5} = 20$

(人)， $S(X)$  與  $F(X)$  均為“向下累加次數”的各階段機率。



評定等級	人數	$S(X)$	$F(X)$	$ F(X) - S(X) $
1	25	25/100	20/100	5/100
2	12	37/100	40/100	3/100
3	10	47/100	60/100	13/100
4	16	63/100	80/100	17/100 ← $D$ ( 最大值 )
5	37	100/100	100/100	0

$$D = \max |F(X) - S(X)| = \frac{17}{100} = 0.17$$

(e) 判斷：∵  $0.17 > 0.1340$ ，落在放棄域，差異顯著，∴ 放棄  $H_0$ ，即態度上有顯著差異。 ❖



例題 12-15

試以 K-S 檢定法檢定本章例題 12-4。

解：(a) 假設：

$$\begin{cases} H_0: \text{母體服從於分立均等分配} \left( P_i = \frac{1}{6} \right) \\ H_1: \text{母體不服從於分立均等分配} \left( P_i = \frac{1}{6} \right) \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $D > D_{0.025} = 0.1340 \quad (n = 100)$

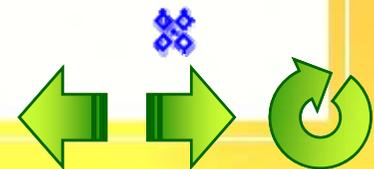


(d) 計算：

點數	1	2	3	4	5	6
次數	20	24	10	15	14	17
$S(X)$	$\frac{20}{100}$	$\frac{44}{100}$	$\frac{54}{100}$	$\frac{69}{100}$	$\frac{83}{100}$	$\frac{100}{100}$
$F(X)$	$\frac{100 \times \frac{1}{6}}{100}$	$\frac{100 \times \frac{2}{6}}{100}$	$\frac{100 \times \frac{3}{6}}{100}$	$\frac{100 \times \frac{4}{6}}{100}$	$\frac{100 \times \frac{5}{6}}{100}$	$\frac{100 \times \frac{6}{6}}{100}$
$ F(X) - S(X) $	$\frac{20}{6}$	$\frac{64}{6}$	$\frac{24}{6}$	$\frac{14}{6}$	$\frac{2}{6}$	0
		$\uparrow$ $D$				

$$D = \max |F(X) - S(X)| = \frac{64}{6} = 0.107$$

(e) 判斷：∵  $\frac{64}{6} = 0.107 < 0.1340$ ，落在接受域，差異不顯著，∴ 接受  $H_0$ ，  
即該資料服從於分立均等分配。



## 例題 12-16

試以 K-S 檢定法檢定本章例題 12-7。

**解：**(a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{此資料適合 } \mu = 75, \sigma = 15 \text{ 的常態分配} \\ H_1: \text{此資料不適合 } \mu = 75, \sigma = 15 \text{ 的常態分配} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 放棄域： $D > D_{0.025} = \frac{1.36}{\sqrt{300}} = 0.079$  ( $n > 100, \alpha = 0.025$ ，代入  $\frac{1.36}{\sqrt{n}}$ ，查表)。



(d) 計算：

		$Z_0 = \frac{\ell - 75}{15}$	$S(X)$	$F(X) = P(Z < Z_0)$	$ F(X) - S(X) $
50 以下	0	-1.67 以下	0	0.0475	0.0475
50~60	24	-1.00	0.0800	0.1587	0.0787
60~70	64	-0.33	0.2933	0.3707	0.0774
70~80	120	0.33	0.6933	0.6293	0.064
80~90	73	1.00	0.9367	0.8413	0.0954 $\rightarrow D$
90~100	19	1.67	1	1	0

$$D = \max |F(X) - S(X)| = 0.0954$$

(e) 判斷： $\because 0.0954 > 0.079$ ，落在放棄域， $\therefore$  放棄  $H_0$ ，即測驗成績並不服從於常態分配。 ❖



## 12-6 K-S 檢定法 (選讀)

### ● 獨立性或齊一性檢定 — K-S 檢定法 (兩種獨立樣本情況)：

1. 先計算兩組樣本各階段一累積機率  $S_1(X)$  與  $S_2(X)$ 。
2. 計算各階段的累積機率之差為  $S_1(X) - S_2(X)$ 。
3. 取統計量  $D_+$  或  $D_-$ ，或  $D$ ，如下：

$$D_+ = \max [S_1(X) - S_2(X)] \text{ (右尾檢定)}$$

$$D_- = \max [S_2(X) - S_1(X)] \text{ (左尾檢定)}$$

$$D = \max |S_1(X) - S_2(X)| \text{ (雙尾檢定)}$$

- ① 當  $2 \leq m \leq n \leq 12$  或  $m + n \leq 16$ ，由 K-S 兩樣本檢定表的  $mnD$  欄中，可查出機率值  $P$ ，當  $P \leq \alpha$ ，則放棄  $H_0$ 。
- ② 當  $9 \leq m = n \leq 20$  可查表在  $\alpha$  下之臨界值  $mnD$  或  $mnD_+$  或  $mnD_-$ ，作成結論。
- ③ 當  $m, n$  較大或  $m + n > 40$ ，可查另一附表，作成結論。



例題 12-17

下表是男生與女生各 10 名的統計學成績，則男女統計學成績是否有顯著差異？( 設  $\alpha=0.05$ ，以 K-S 檢定法檢定 )。

分數	50~54	55~59	60~64	65~69	70~74	75~79	80~84
男生	0	2	1	4	1	2	0
女生	1	1	0	1	2	4	1



解：(a) 假設：
$$\begin{cases} H_0: \text{男女生統計學成績無顯著差異} \\ H_1: \text{男女生統計學成績有顯著差異} \end{cases}$$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 計算：

分 數	50~54	55~59	60~64	65~69	70~74	75~79	80~84
男生 $S_1(X)$	0/10	2/10	3/10	7/10	8/10	1	1
女生 $S_2(X)$	1/10	2/10	2/10	3/10	5/10	9/10	1
$ S_1(X) - S_2(X) $	1/10	0	1/10	4/10	3/10	1/10	0

$$D = |S_1(X) - S_2(X)| = \frac{4}{10} = 0.4$$

(e) 判斷：由於  $m = n = 10$ ，查表得  $mnD = \frac{70}{100} = 0.7$ ， $\because 0.4 < 0.7$ ，接受

$H_0$ ，即男女生統計學成績無顯著差異。



例題 12-18

承上例，若 50 名男生，60 女生，統計學成績如下表所示：

分數	50~54	55~59	60~64	65~69	70~74	75~79	80~84
男生	5	5	9	10	9	5	5
女生	5	4	6	5	13	9	18

則男女生統計學成績是否有顯著差異？( 設  $\alpha = 0.05$ ，以 K-S 檢定法檢定 )



解：(a) 假設： $\begin{cases} H_0: \text{男女生統計學成績無顯著差異} \\ H_1: \text{男女生統計學成績有顯著差異} \end{cases}$

(b) 顯著水準： $\alpha = 0.05$

(c) 計算：

分 數	50~54	55~59	60~64	65~69	70~74	75~79	80~84
男生 $S_1(X)$	5/50	12/50	21/50	31/50	40/50	45/50	1
女生 $S_2(X)$	5/60	9/60	15/60	20/60	33/60	42/60	1
$ S_1(X) - S_2(X) $	0.017	0.090	0.17	0.287	0.25	0.2	0

$$D = |S_1(X) - S_2(X)| = 0.287$$

(e) 判斷：由於

$$D_\alpha = D_{0.05} = 1.36 \sqrt{\frac{N(=m+n)}{mn}} = 1.36 \sqrt{\frac{50+60}{(50)(60)}} = 0.26$$

$\because 0.287 > 0.26$ ， $\therefore$  差異顯著，放棄  $H_0$ ，即男女生統計學成績有顯著差異。

