

類別變項的統計方法 (續)

林明滢

台北榮民總醫院感染管制委員會

參、費歇恰當檢定 (Fisher's exact test)

其原理相當簡單，即將直行與橫列的和當做常數或固定值，正確的 (exactly) 來計算各細格 (cell) 之排列組合會達到所觀察到的那種極端或更極端的機率。

一、適用條件：1. 2x2卡方檢定，若 $N < 20$ 且其中超過20%的細格小於5時。

二、假設檢定：有無曝露於某危險因子的得病機率相同

三、檢定程序：

1) 檢定每一細格之期望值是否過小 (< 5) ?

2) 檢定有無曝露於某危險因子的得病機率是否相同?

四、檢定統計量：

a	b	a+b
c	d	c+d
a+c	b+d	N

a, b, c, d 為4個細格的數值
N 為總樣本數

$$P_i = \frac{(a+b)!(c+d)!(a+c)!(b+d)!}{N!a!b!c!d!}$$

五、範例：某研究者研究17位呼吸窘迫的患者，其使用吸呼器與肺炎的關係，其資料如下：

(設 $\alpha = 0.05$)

		使用呼吸器		合計
		是	否	
得肺炎	是	4	1	5
	否	6	6	12
合計		10	7	17

計算過程：在計算時，先找數目最小之細格，計算其 P_i 值，再將最小細格減1，重新調整其他三個細格的數目，(亦即分佈更為極端)，再計算 P_i ，反覆為之，直至最小細格數為0為止。將各 P_i 值相加，即為 P 值。

1) P_i 即為該特定排列組合之機率

$$P_i = \frac{5! \times 12! \times 7! \times 10!}{17! \times 1! \times 4! \times 6! \times 6!} = 0.238$$

(*5! = 5 × 4 × 3 × 2 × 1)

2)比上述更極端的排列組合則為

5	0	5
5	7	12
10	7	17

此特定排列組合發生之機率則為

$$P_i = \frac{5! \times 12! \times 7! \times 10!}{17! \times 0! \times 5! \times 7! \times 5!} = 0.041$$

(*0! = 1)

$$3) P = .238 + .041 = .279 > 0.05$$

六、檢定結果： $P > 0.05$ ，則接受無差異之假設，即使用呼吸器與肺炎無關。

七、決策原則：

1. 檢測預期值是否小於或等於5，最簡單的試探方法是從行與列之邊緣總數 (marginal totals) 中各選較小者，然後再兩者相乘，再除以 (總數)，所得的值是否小於或等於5。
2. 預期值小於或等於5，不宜用一般的卡方檢定其理由有二：一為樣本數可能過小，因此無法使每個細格的預期值大於5。第二種情形雖然樣本數不小，但p (某事件發生的機率，如發生院內感染)，或 (1-p) (某件事不發生的機率，如不發生院內感染)，兩者之一太小，如p很小，則 $(a+c) \times p$ 或 $(b+d) \times p$ 就不易達到5以上。因預期值很小而達不到5，則因機會引起差別的可能性增大 (不是真正的差別機會增大)。

肆、McNemar's test for paired sample

McNemar氏考驗又稱為非獨立樣本比率數的卡方考驗 (Chi-square test for independent sample proportions)，或稱為相依樣本的卡方檢定。主要探討實驗前後由『是』變為『否』與由『否』變為『是』的個數是否相等，因此被稱為『改變的顯著檢定』。

一、適用條件：

1. 類別變項—類別變項
2. 兩相依樣本 (即相同人，在不同時間做測量或配對資料)
3. 僅適用於2x2的表格
4. 樣本是從母群體中隨機抽樣

二、假設檢定：實驗前後，選擇『是』的百分比沒有改變

三、檢定程序：檢定實驗前後，選擇『是』的百分比是否沒有改變？

四、檢定統計量：此時直行與橫行不再分別代表2個變數，而是表示同一變數在不同時間 (情況) 下，先後『重複測驗』的結果。其資料形式可排成如下格式：

		實驗後 (或實驗組)			
		是	否		
實驗前	控制組	是	A	B	A+B
	否	C	D	C+D	
		A+C	B+D	N	

A, B, C, D 為4個細格的數值

N 為總樣本數

$$X^2 = \frac{(|B - C| - 1)^2}{B + C}$$

$H_0: P_1 = P_2$ 或 $B = C$

$H_1: P_1 \neq P_2$ 或 $B \neq C$

五、範例：某研究者想了解80名新進人員職前教育，對肺結核患者是否需採取『耐酸性桿菌隔離』的認知，採用在授課前後兩次測量其資料如下

		上課後		
		是	否	
上課前	是	11	2	13
	否	47	20	67
		58	22	80

計算過程（代入公式）

$$X^2 = \frac{(|47-2|-1)^2}{47+2} = 39.51$$

六、檢定結果： $39.51 > X^2_{99}(1) = 6.63 \Rightarrow P, P < 0.01$ 達統計顯著拒絕 H_0 ，即職前教育改變了新進人員的隔離技術觀念。

七、決策原則

如果是重複測量，總樣本數 N ，即代表擁有 N 個人（樣本）參與研究。若是配對資料（即實驗組與控制組配對），則總樣本數 N 代表有 N 樣本參與研究，實際上是 $2N$ 個人。

伍、波以松檢定（Poisson test）

一、適用條件：某事件，發生的機率很小，亦即 p 值很小，通常在 0.01 以下，而 q 很大，通常在 0.99 以上，而且此機率為已知或恆定，因此即使抽取相當大的樣本數， $n \times p$ 仍然小於 5 。

二、假設檢定：兩組資料之發生率相等。

三、檢定程序：檢定兩組資料之發生率是否相等？

四、檢定統計量：

$$\text{波以松分佈的公式 } P(x) = \frac{e^{-\lambda} \times \lambda^a}{X!}$$

$P(a)$ ：為樣本中，某事件正好發生 a 次的機率

e ：為自然對數，即 2.7183

λ ：為樣本中之預期發生數，即 $n \times p$ 。此處之 p 亦為某事件之慣常發生率或已知母全體之發生率。

a ：為樣本中之實際發生數，亦即觀察值。

五、範例：假設台灣地區近數年來，地區醫院的院內感染發生率為千分之 7 ，若甲醫院 79 年度住院總人數達 1000 次，而只有二例院內感染，則是否可宣稱此醫院的院內感染率比全國低？

$$H_0: P_1 = P_0, H_1: P_1 < P_0$$

$$\text{設 } \alpha = 0.05$$

計算過程：先計算 0 次的機率（代入公式），再計算 1 次的機率，再計算 P_i ，反覆為之，直至實際發生次數。將各 P_i 值相加，即為 P 值。

$$\lambda = n \times p = 1000 \times 0.007 = 7$$

$$P(0) = \frac{e^{-7} \times 7^0}{0!} = 0.0009$$

$$P(1) = \frac{e^{-7} \times 7^1}{1!} = 0.0064$$

$$P(2) = \frac{e^{-7} \times 7^2}{2!} = 0.0223$$

$$*0! = 1, 1! = 1, 2! = 2 \times 1$$

發生 2 次（包括 2 次）以下之機率為
 $0.0009 + 0.0064 + 0.0223 = 0.0296$

$P < \alpha$ ，甲醫院之院內感染率較全國為低。

*本文範例之數字為假設資料。