107-1 Statistics 2017年考古題講解

助教:廖皓宇、吳家禎、賴冠宇

2018/11/23

1.

設台大學生中,外籍學生的比例為 12%。若隨機調查 400 位台大學生,令p 表此 400 人為外籍學生的比例。求p 的抽樣誤差不超過 3%的近似機率。(15%)

Sample error is equal to or smaller than 3% means that \hat{p} is between 0.09~0.15.

```
p <- 0.12
n <- 400
s.e. <- sqrt(p*(1-p)/n)
pLeft <- pnorm(0.09, mean=p, sd=s.e.)
probability <- 2*(0.5-pLeft)
probability</pre>
```

```
## [1] 0.9351618
```

The probability is about 93.52%.

2.

台大學生會發起最新的政見規劃,力求能夠在校內設置公共自行車租借站。 讓 同學不用每人都購買一台腳踏車,減輕經濟負擔,同時也可以舒緩校內 停車空 間不足的問題。根據過往的經驗已知,台大學生贊成於校內設立公 共自行車租 借站的比例是 62%。請在顯著水準為 0.05 的情況下,回答下 列問題:

```
p <- 0.62
alpha <- 0.05
```

2 (a)

假設學生意見無改變,若現在隨機抽樣調查 400 人,則在此 400 人中贊成的比例在 64.5%以上的機率是多少?(10%)

$$\begin{array}{ll} n <- 400 \\ \text{s.e.} <- \operatorname{sqrt}(p*(1-p)/n) \\ \text{p_hat} <- 0.645 \\ \text{z} <- (p_hat-p)/s.e. \\ \text{probability} \end{array} \qquad \qquad S.e. = \sqrt{ \begin{array}{ll} 0.62 \times (1-0.62) \\ 400 \\ \text{z} \end{array} } \\ \text{z} = \frac{0.645-0.62}{s.e.}$$

[1] 0.1514799

The probability is about 15.15%.

2 (b)

假設實際進行抽樣調查所獲得的結果為贊成比例恰巧等於 64.5%。而台大校 方宣稱因為調查的贊成比例與過往差不多,顯見學生意願並未提高,所以暫緩此議題的討論。請問校方是否能夠這樣宣稱?(5%)

p <- 0.62
alpha <- 0.05</pre>

5 steps for hypotheses test:

Step1

H0: p = 0.62; H1: p > 0.62

Step2

The z-statistics has been calculated in (a).

$$z$$
 $z = \frac{0.645 - 0.62}{S.e.}$

Step3 $p \ value = 1-pnorm(z) = 0.15148$

The p-value is the answer of (a).

Step4

Because the p.value is larger than 0.05, we cannot reject H0

Step5

Conclusion: we cannot reject the claim from NTU.

2 (c)

為了能讓議題獲得充分的討論,學生會決定要在第二次抽樣調查中增加調查的樣本數,好讓統計檢定的結果為顯著。請問在贊成比例維持 64.5%的假設下,學生會至少要調查多少的樣本數才能達到目的?(5%)

$$z_{alpha} \leftarrow qnorm(1-alpha)$$

$$n_{new} \leftarrow (p*(1-p))/(((p_{hat-p})/z_{alpha})^{2})$$

$$n_{new}$$

$$m_{new}$$

$$m_$$

The sample number must be at least 1020.

3.

隨著核電廠停用以及氣候變遷等因素,空氣汙染近年來逐漸成為國人的重要健康議題。根據過去的氣象觀測資料,表1及表2分別為台北市和高雄市近2年來(100週)的每週紫爆日數紀錄。請根據此資料在顯著水準為0.05的情況下,回答下列問題:

表 1 台北市每週紫爆日數紀錄

每週紫爆日數	0	1	2	3	4	5	6	7
週數	20	36	27	11	3	1	1	1

表 2 高雄市每週紫爆日數紀錄

每週紫爆日數	0	1	2	3	4	5	6	7
週數	2	13	26	29	19	8	2	1

3 (b)

假設中央氣象局定義一週內出現4天以上(包含4天)的紫爆日,該週即為空汙週。請問在近2年中,台北市和高雄市的空汙週比例是否存在顯著

p_hat1 <- 6/100 #taipei
p_hat2 <- 30/100 #kaohsiung
n1 <- 100
n2 <- 100</pre>

以近2年的資料為樣本來推論,常年中台北市及 高雄市的空汙比例是否存在差異?

5 steps for hypotheses test:

1.
$$H_0$$
: $p_1 - p_2 = 0$
 H_1 : $p_1 - p_2 \neq 0$

2. Calculate z-statistics

```
p_hat <- (n1*p_hat1+n2*p_hat2)/(n1+n2)
s.e. <- sqrt(p_hat*(1-p_hat)*(1/n1 + 1/n2))
z <- (p_hat1-p_hat2)/s.e.
z</pre>
```

```
## [1] -4.417261
```

3. Calculate p-value

```
p_value <- 2*(1-pnorm(abs(z)))
p_value

3(b)的

## [1] 9.995948e-06
```

3(b)的Ans: 台北市及高雄市的空汙週比例存在差異。

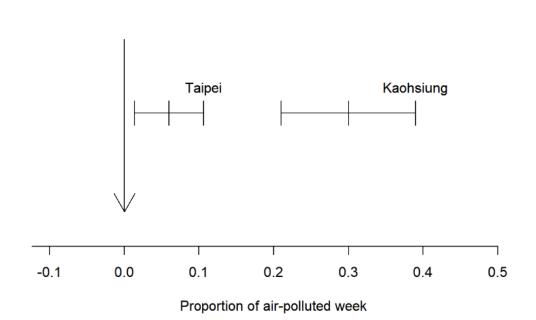
- 4. Because the p.value is smaller than 0.05, we can reject H_0
- 5. Conclusion: the proprotion of air-polluted week is different between Taipei and Kaohsiung.

3 (c)

呈上題,中央氣象局局長希望可以有圖表作為向外界解說時的輔助素材。 請利用繪製信賴區間的方式,繪製台北市和高雄市的空汙週比例信賴區 間於同一張圖表,並與(b)小題的答案做比較和說明。

The confidence interval

The proportion is 0



According to the plot, the difference of the proportion of air-polluted week between Taipei and Kaohsiung may exists, which is consistent with the concludion of (b).

3 (c) cont.

```
s.e.1 <- sqrt(p_hat1*(1-p_hat1)/n1) #Taipei</pre>
s.e.2 <- sqrt(p hat2*(1-p hat2)/n2) #Kaohsiung</pre>
z < -qnorm(0.975)
up1 <- p hat1 + z*s.e.1
low1 <- p hat1 - z*s.e.1
up2 <- p hat2 + z*s.e.2
low2 <- p hat2 - z*s.e.2
plot(c(0,1),type='n',xlim=c(-0.1,0.5),xlab='Proportion of air-polluted week', ylab='',axes=FALSE,main='The confidence interv
al')
lines(c(low1,up1),c(0.5,0.5))
lines(c(low1,low1),c(0.45,0.55))
lines(c(p hat1,p hat1),c(0.45,0.55))
lines(c(up1,up1),c(0.45,0.55))
text(up1,0.6,label='Taipei')
lines(c(low2,up2),c(0.5,0.5))
lines(c(low2, low2), c(0.45, 0.55))
lines(c(p_hat2,p_hat2),c(0.45,0.55))
lines(c(up2,up2),c(0.45,0.55))
text(up2,0.6,label='Kaohsiung')
arrows (x0=0,y0=0.8,x1=0,y1=0.1)
text(0,1 ,label='The proportion is 0')
axis(1, seq(-0.5, 0.5, by=0.1))
```

4.

台北市政府衛生局發言人指出,台北市的抽菸人口比例不超過三成。某公衛團隊針對此議題進行台北市抽菸人口比例的抽樣調查。抽樣調查400人,其中吸菸者有131人。請問:

p = 台北市的抽菸人口比例(母體比例) p.hat = 抽樣調查中的台北市抽菸人口比例(樣本比例)

H0: $p \le 0.3$

H1: p > 0.3

右尾檢定

4 (a)

在0.05的顯著水準下,利用統計檢定檢驗台北市政府衛生局發言人的言

論是否恰當?

```
alpha = 0.05
n = 400
p.hat = 131/n
p = 0.3
se = sqrt(p*(1-p)/n)
z = (p.hat - p)/se; print(paste0("z = ", toString(z)))
## [1] "z = 1.20019839629796"
p.value = 1-pnorm(z); print(paste0("p.value = ", toString(p.value))) # don't reject H0
## [1] "p.value = 0.115031149013198"
if (p.value < alpha) {</pre>
  print("Reject H0.")
}else {
  print("Don't reject H0.")
                                            4(a)的Ans: 該發言人的言論應為恰當。
## [1] "Don't reject H0."
```

Ans: 根據統計檢定結果判斷,該發言人的言論應為恰當。

4 (b)

若台北市實際的抽菸人口比例為35%,則該團隊的推論犯錯機率為何?

- 1. 台北市的實際抽菸人口比例: p = 0.35 -> 虚無假設為假·對立假設為真
- 2. (a)小題的檢定結果 -> 無拒絕虛無假設

根據1.及2.,該團隊的犯錯機率為犯下type II error的機率。

當該團隊下了(a)小題的結論時, 其犯Type II error的機率為何?

在0.05信心水準下的統計檢定,不拒絕域為: z.thres = 1.644854 -> x.thres = 0.3275

```
z.thres = qnorm(1-0.05); print(paste0("z.thres = ", toString(z.thres)))
```

```
## [1] "z.thres = 1.64485362695147"
```

```
# 從z = 1.644854 回推未標準化的值(x.thres):
x.thres = z.thres*se + p; print(paste0("x.thres = ", toString(x.thres)))
```

```
## [1] "x.thres = 0.337688331263139"
```

在實際母體下的樣本分布:

- mean = 0.35
- se = sqrt(0.35*0.65/400)

4 (b) cont.

在實際母體下的樣本分布:

- mean = 0.35
- se = sqrt(0.35*0.65/400)

```
#H1 sample distribution
h1.mean = 0.35
h1.se = sqrt(h1.mean*(1-h1.mean)/400)

type2error = pnorm(x.thres, mean = h1.mean, sd = h1.se); type2error
```

[1] 0.3028415

Ans: 該團隊的犯錯機率為0.3028415。

4(b)的Ans: 發生type II error的機率為 0.3028。

4 (c)

該團隊進一步對新北市做調查,抽樣600人當中吸菸者有225人。根據該研究團隊在兩個城市的抽樣調查結果,台北市與新北市的抽菸人口比例是否相同?

台北市與新北市的抽菸人口比例是否相同? -> 兩個母體比例的雙尾檢定

p1 = 台北市的抽菸人口比例(母體比例) p.hat1 = 抽樣調查中的台北市抽菸人口比例(樣本比例) n1 = 台北市的抽樣人數

p2 = 新北市的抽菸人口比例(母體比例) p.hat2 = 抽樣調查中的新北市抽菸人口比例(樣本比例) n2 = 新北市的抽樣人數

H0: p1 - p2 = 0H1: p1 - p2 != 0

雙尾檢定

4 (c) cont.

```
n1 = 400; p.hat1 = 131/400
n2 = 600; p.hat2 = 225/600
# 綜合樣本比例pp
pp = (n1*p.hat1+n2*p.hat2)/(n1+n2); print(paste0("pp = ", toString(pp)))
## [1] "pp = 0.356"
se = sqrt(pp*(1-pp)*(1/n1 + 1/n2))
z = ((p.hat1 - p.hat2)-0) / se; print(paste0("z = ", toString(z)))
## [1] "z = -1.53684935014695"
p.value = pnorm(z); print(paste0("p.value = ", toString(p.value)))
                                         p - value = 0.0622 \times 2 = 0.1244
## [1] "p.value = 0.0621651025950764"
```

4 (c) cont.

```
half.alpha = 0.05/2 if (p.value < half.alpha) { print("Reject H0.") } else { print("Don't reject H0.") } (與 \frac{\alpha}{2} = \frac{0.05}{2} = 0.025 (與 \frac{p-value}{2} = 0.0622比較)
```

```
## [1] "Don't reject H0."
```

Ans: 根據統計檢定結果判斷,台北市與新北市的抽菸人口比例相同。

4(c)的Ans: 台北市與新北市的抽菸人口比例相同。

106-1期末考第一大題

1. 某研究員要採購實驗儀器的電池。電池有原廠與副兩種選擇,其中的價格較高,故研究員想要以統計檢定評估是否購買原廠電池。若原廠電池的續航力可超過副廠電池的150小時以上,則購買原廠電池較為划算。根據過去抽樣調查資料,原廠與副電池的續航力整理如下表 1:

(a) 請問在 85%的信心水準下,原廠及副電池各自的信賴區間為何? (10%)

樣本數平均續航力標準差原廠電池20143594副廠電池10120968

表 1.

(b) 請以 0.05的顯著水準進行統計檢定,並推論該研究員應購買原廠或副電池較為划算? (15%)

(A) 請問在85%的信心水準下,原廠及副電池各自的信賴區間為何?(10%)

1. 根據情境,選擇適當的方式:

Calculating a Confidence Interval for a Population Mean

2. 計算需要的參數:

t* \ standard error

```
n1 = 20; x1 = 1435; sd1 = 94
n2 = 10; x2 = 1209; sd2 = 68
alpha = 1-0.85
half.alpha = alpha/2
t.star1 = qt(half.alpha, df = n1-1, lower.tail = F)
t.star2 = qt(half.alpha, df = n2-1, lower.tail = F)
原廠電池
CI.upper1 = x1 + t.star1*(sd1/sqrt(n1)); CI.upper1
CI.lower1 = x1 - t.star1*(sd1/sqrt(n1)); CI.lower1
副廠電池
CI.upper2 = x2 + t.star2*(sd2/sqrt(n2)); CI.upper2
cI.lower2 = x2 - t.star2*(sd2/sqrt(n2)); CI.upper2
```

$$\overline{x} \pm t^* \times s.e.(\overline{x}) \Longrightarrow \overline{x} \pm t^* \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

Ans:

原廠電池CI = [1403.467, 1466.533]; 副廠電池CI = [1175.159, 1242.841] (B) 請以 0.05的顯著水準進行統計檢定,並推論該研究員應購買原廠或副電池較為划算?

(15%)

根據情境,選擇適當的方式:

Testing Hypotheses about Difference between Two Means

Step1: 設立假說

H₀: μ1 - μ2 ≤ 150 H₁: μ1 - μ2 > 150 α=0.05 -> 右尾檢定

Step2: 計算t-statistics

se = $sqrt((sd1^2)/n1 + (sd2^2)/n2)$; se t = (x1-x2-150)/se; t

Step3: 計算P值

p.value = pt(t, df = 10-1, lower.tail = F); p.value

Step4: 檢定結果

p.value $< \alpha$,拒絕虛無假設。

Step5: 結論

根據0.05顯著水準下的統計檢定,研究員購買原廠電池較為划算

$$t = \frac{\text{sample mean - null value}}{\text{standard error}} = \frac{\left(\overline{x}_1 - \overline{x}_2\right) - 150}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

106-1期末考第二大題

2. 美國家海洋暨大氣總署 (NOAA) 想根據歷史氣候資料了解國內氣候是否有暖化現象,隨機抽取國內 50 座氣象測站 1968及 2016的年均溫資料 (US_temperature.csv)。 假設 50座氣象測站資料彼此獨立,請以 0.05的顯著水準:

(a) 請以假設檢定檢驗分別在 1968及 2016年所觀測到的氣溫是否有顯著差異。 (10%)

(b)在兩個年份均沒有氣候異常的情況下若溫差大於 1.6度C,則可宣稱美國境內有暖化現象。請計算 95%的信賴區間並繪製成圖,依據結果判斷 NOAA是否能如此宣稱。 (15%)

(A) 請以假設檢定檢驗分別在 1968及 2016年所觀測到的氣溫是否有顯著差異。(10%)

根據情境,選擇適當的方式:

Testing Hypotheses about Mean of Paired Differences

輸入資料與資類分類:

```
| Setwd("路徑") | data.q2 = read.csv(file="US_temperature.csv", header=TRUE) | x1968 = data.q2$year_1968 | x2016 = data.q2$year_2016 | Step3: | xd = x2016 - x1968 | p.value mean.xd = mean(xd) | p.value sd.xd = sd(xd) | n = 50 | Step4.
```

Step1: 設立假說

H0: $\mu d = 0$

Ha: $\mu d \neq 0$

α= 0.05 α2=0.025 -> 雙尾檢定

Step2: 計算t-statistics

```
t = (mean.xd-0)/(sd.xd/sqrt(n)); t
```

$t = \frac{\text{sample mean - null value}}{\text{standard error}} = \frac{\overline{d} - 0}{s_d / \sqrt{n}}$

Step3: 計算P值

p.value = pt(t, df = n-1, lower.tail = F); p.value p.value*2

Step4: 檢定結果

p.value*2 < α ,拒絕虛無假設。

Step5: 結論

根據0.05顯著水準下的統計檢定,1968及2016觀測到的 年均溫有顯著差異。 (B)在兩個年份均沒有氣候異常的情況下若溫差大於 1.6度(,則可宣稱美國境內有暖化現象。請計算 95%的信賴區間並繪製成圖,依據結果判斷 NOAA是否能如此宣稱。(15%)

1. 根據情境,選擇適當的方式:

CI for Population Mean of Paired Differences

2. 計算需要的參數:

t* \ standard error

```
alpha = 0.05
half.alpha = alpha/2
t.star = qt(half.alpha, df = n-1, lower.tail = F)

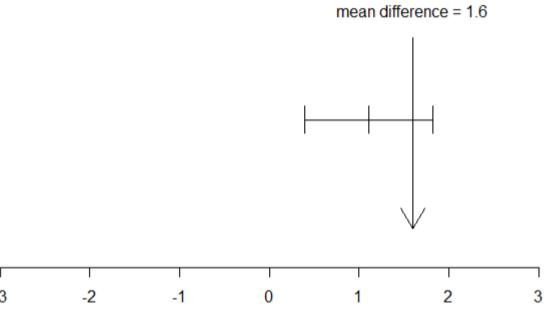
CI.upper = mean.xd+t.star*(sd.xd/sqrt(n)); CI.upper
CI.lower = mean.xd-t.star*(sd.xd/sqrt(n)); CI.lower
```

- [1] 1.823412
- [1] 0.3881885

$$\overline{d} \pm t^* \times s.e.(\overline{d}) \Rightarrow \overline{d} \pm t^* \times \frac{s_d}{\sqrt{n}}$$

```
#豊園 plot(c(0,1),type='n',xlim=c(-3,3),xlab='Mean temperature difference of 1968 and 2016 in the US',ylab='',axes=FALSE,main='The confidence interval of difference') lines(c(0.3881885,1.823412),c(0.5,0.5)) arrows(x0=1.6,y0=0.8,xl=1.6,yl=0.1) text(1.6,0.9,label='mean difference = 1.6') lines(c(0.3881885,0.3881885),c(0.45,0.55)) lines(c(1.1058,1.1058),c(0.45,0.55)) lines(c(1.823412,1.823412),c(0.45,0.55)) axis(1,seq(-3,3,by=1))
```

The confidence interval of difference



Ans: 兩個年份氣溫差的信賴區間為[0.3881885, 1.823412]。信賴區間包含1.6度C,代表1968及2016的年溫差可能大於或小於1.6oc,故沒有足夠的信心宣稱美國境內有暖化現象。

Mean temperature difference of 1968 and 2016 in the US