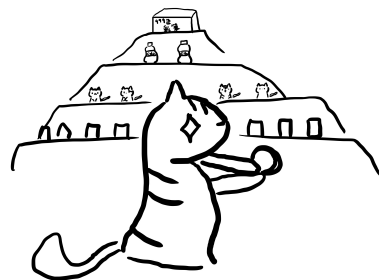


第 9 章

區間估計

- 9.1 區間估計式的定義與建構
- 9.2 常態分配參數 (μ, σ^2) 之區間估計式
- 9.3 近似與保守區間估計式
- 9.4 兩獨立母體參數之區間估計式
- 9.5 成對樣本均數差之區間估計式
- 9.6 特殊型態之區間估計式



本章將開始進入推論統計的應用。在點估計的章節中，雖然可計算估計式的不偏性與有效性，但我們僅能知道該估計式好不好，卻無法得知該估計式的精確度。舉例來說，比如球隊中的隊員是我們手邊有的未知參數估計式，透過點估計理論可以幫我們找出隊上最棒的球員，但到底該球員的表現有多好卻未知。因此本章將介紹可以直接看出精確度的參數估計方法：區間估計。此外，本章將介紹實際區間估計式與近似區間估計式的概念。



—— 9.1 區間估計式的定義與建構 ——

定義 9.1 區間估計式 (*interval estimator*)

給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} f(x, \theta)$, 若統計量 $L(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 與 $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 滿足

1. $L(X_1, X_2, \dots, X_n) < U(X_1, X_2, \dots, X_n)$
2. $1 - \alpha = P[L(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq \theta \leq U(X_1, X_2, \dots, X_n)]$, 其中 $0 < \alpha < 1$ 。

在抽樣之前, 稱隨機區間 (*random interval*)

$$[L(X_1, X_2, \dots, X_n), U(X_1, X_2, \dots, X_n)]$$

為未知參數 θ 的 $100(1 - \alpha)\%$ 區間估計式, 其中 $1 - \alpha$ 為區間估計式包含 θ 之「事前機率」。

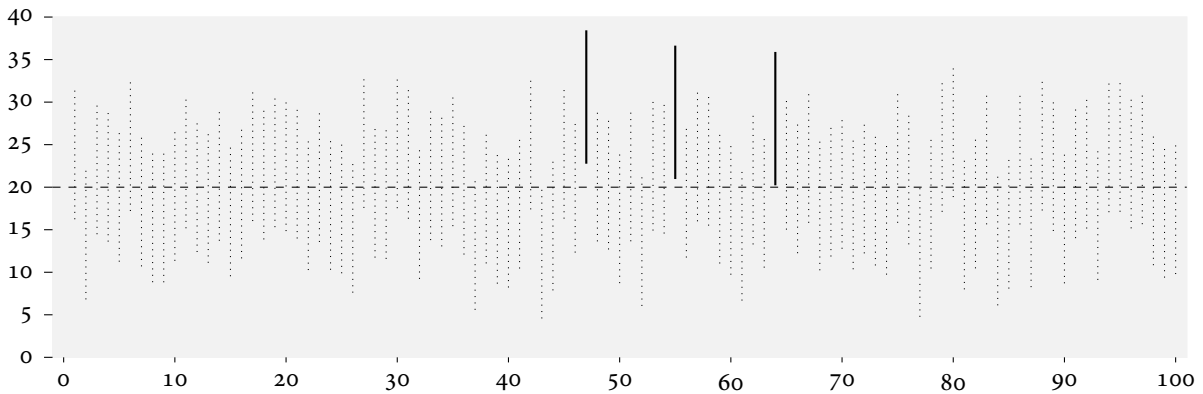
在抽樣之後, 將樣本實現值 $\{x_i\}_{i=1}^n$ 代入, 則稱

$$[L(x_1, x_2, \dots, x_n), U(x_1, x_2, \dots, x_n)]$$

為未知參數 θ 的 $100(1 - \alpha)\%$ 區間估計值, 其中 $1 - \alpha$ 為區間估計值包含 θ 之「事後信心」。

1. α 的常見設定值為 $\alpha = 0.1, 0.05, 0.01$ 。
2. $1 - \alpha$ 又稱作信心水準 (*confidence level*) 或信心參數 (*confidence coefficient*)。
3. 特別注意到, 由於 L 與 U 是隨機樣本的函數 (例如包含 \bar{X}), 因此給定的樣本不同, L 與 U 的實現值 (即 \bar{X} 的實現值 \bar{x}) 也不同。是以 L 與 U 是隨機變數, 故稱作隨機區間。
4. $1 - \alpha$ 指的是在抽取樣本前, 隨機區間包含未知參數之**事前機率**, 而非隨機區間的實現值包含未知參數的**事後機率**。將樣本實現值代入區間估計式後, 所得出的隨機區間實現值即為**區間估計值** (*interval estimates*) 或稱**信賴區間** (*confidence interval, CI*)。由於區間估計值是區間估計式的實現值, 並不是隨機變數, 因此包含未知參數的機率不是 0 (區間中不包含未知參數) 就是 1 (區間中包含未知參數)。因此在抽樣之後, $1 - \alpha$ 改稱為**此區間估計值 (或信賴區間) 包含未知參數的信心**, 而非機率。
5. 有些教科書將信賴區間同時表示區間估計式與區間估計值。但此舉易造成觀念上的混淆, 因為在區間估計式中 $1 - \alpha$ 為機率, 但在區間估計值中 $1 - \alpha$ 為信心, 不應混為一談。
6. 信賴區間是由波蘭統計學家 Jerzy Neyman (1894-1981) 提出的概念。但有趣的是, 信心水準不是機率而是信心的說法, 讓當時學者 (包含 Ronald Fisher 在內) 都難以接受。

圖 9.1: 區間估計式圖示



7. 舉例來說, 給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 其中 σ 為已知常數。若以下成立:

$$\underbrace{1 - \alpha}_{\text{事前涵蓋機率}} = P \left(\underbrace{\bar{X} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{L(X_1, X_2, \dots, X_n)} \leq \underbrace{\mu}_{\text{未知參數}} \leq \underbrace{\bar{X} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}_{U(X_1, X_2, \dots, X_n)} \right)$$

(a) $[\bar{X} \pm Z_{\alpha/2} \times \sigma / \sqrt{n}]$ 稱為 μ 之 $100(1 - \alpha)\%$ 區間估計式。其中因為 \bar{X} 是隨機變數, 故此為隨機區間, 且其包含未知參數 μ 之事前機率為 $1 - \alpha$ 。意即若重覆抽樣分別計算其信賴區間, 則約有 $100(1 - \alpha)\%$ 的信賴區間會包含未知參數 μ 。

(b) 若已知 $\sigma = 16$, 抽樣結果為 $n = 16$, $\bar{X} = 20$, 且 $\alpha = 0.05$, $Z_{0.025} = 1.96$, 代入可得到 μ 之 95% 區間估計值為

$$[L(x_1, x_2, \dots, x_n), U(x_1, x_2, \dots, x_n)] = \left[20 \pm 1.96 \frac{16}{\sqrt{16}} \right] = [12.16, 27.84]$$

則稱 $[12.16, 27.84]$ 為 μ 之 95% 區間估計值或信賴區間。此區間包含 μ 之信心水準為 95%, 但信心不是機率, 不能解釋成 $P(\mu \in [12.16, 27.84]) = 0.95$ 。若真實的 $\mu = 25$, 則此區間包含 μ 之機率為 1; 若真實的 $\mu = 30$, 則此區間包含 μ 之機率為 0。

(c) 信心水準並不是重覆建構的信賴區間包含未知參數的樣本比例。例如硬幣出現正面的機率是 0.5, 但不保證投擲 2 次其中一定會有 1 次正面。圖 9.1 給予一個實際範例。給定 $\{X_i\}_{i=1}^{16} \sim N(20, 16^2)$, 重覆抽取 100 組隨機樣本, 分別建構 $\mu = 20$ 之 95% 區間估計值並將其繪於圖 9.1。令 Y 為這 100 組區間估計值中, 未包含真實的 μ 之組數, 則 $Y \sim \text{Binomial}(100, 0.05)$, 且 $E(Y) = 5$ 。意即以平均來說, 會有 5 個區間估計式未包含真實的 μ , 而此例中可看出有 3 組未包含 μ 。值得一提的是, 當重覆抽樣數越來越大, 根據弱大數法則, 區間估計值未包含 μ 的比例將越來越接近 α 。

(d) 由於未知參數是一固定常數, 因此解讀區間估計式之意涵時, 盡量避免用未知參數「落入」(fall) 區間估計式的字眼, 應該說區間估計式「包含」(contain) 未知參數。

例題 9.1 區間估計式基本觀念

A 95% confidence interval of a population mean is $[\underline{\mu}, \bar{\mu}]$. Which of the following statement is the most correct one?

- (A) If random samples were drawn again and again, with $\underline{\mu}$ and $\bar{\mu}$ computed each time, the population mean would lie in the interval $[\underline{\mu}, \bar{\mu}]$ 95% of the samples.
- (B) If $\underline{\mu} = 0.1$ and $\bar{\mu} = 0.5$, the population mean would lie in the interval $[0.1, 0.5]$ with 95% probability.
- (C) If $\underline{\mu} = 0.05$ and $\bar{\mu} = 0.55$, the population mean might still lie outside the interval $[0.05, 0.55]$.
- (D) If $\underline{\mu} = 0.03$ and $\bar{\mu} = 0.56$, the population mean would lie in the interval $[0.03, 0.56]$ greater than 95% probability.
- (E) (A) and (C).

《110 政大國貿》

《解》

選 (E)。

- (B) 與 (D) 錯在區間估計值中的信賴係數意涵是事前包含的機率, 不代表區間估計值包含未知參數的機率。
- 而只要信賴係數不是 100%, 真實母體參數就有可能在位於區間估計值之外。

例題 9.2 區間估計式基本觀念之其二

We are interested in the amount of time per week spending on Internet among college students. Let μ denote the population mean. Based on a randomly selected sample, the sample mean is 31 hours and the 95% confidence interval is (28,34). Which of the following statements is true?

- (A) The probability that μ lies in (28,34) is 0.95.
- (B) The probability that the sample mean lies in (28,34) is 0.95.
- (C) About 95% of similarly constructed confidence interval will cover the sample mean.
- (D) None of the above.

《105 政大財管》

《解》

選 (D)。

- (A) 與 (B) 錯在 0.95 應是區間估計值包含 μ 之信心而非機率。
- (C) 錯在應該將 sample mean 改爲 population mean。

定義 9.2 誤差邊界 (margin of error)

若參數 θ 的點估計式為 $\hat{\theta}$, 且其 $100(1 - \alpha)\%$ 區間估計式為 $[\hat{\theta} \pm \varepsilon]$ 。則 ε 稱作誤差邊界。

1. 若欲估計的參數為 $\theta = \mu$, 其點估計式為 $\hat{\theta} = \bar{X}$ 。若欲估計的參數為 $\theta = \sigma^2$, 其點估計式為 $\hat{\theta} = S^2$ 。若欲估計的參數為 $\theta = \mu_1 - \mu_2$, 則其點估計式為 $\hat{\theta} = \bar{X}_1 - \bar{X}_2$ 。
2. 若區間估計式可寫成 $[\hat{\theta} \pm \varepsilon]$ 之形式, 則區間估計式的中點為 $\hat{\theta}$, 且誤差邊界是區間估計式之寬度的一半。欲估計參數為母體平均的區間估計式大多屬於這一類型。
3. 與母體變異數相關的未知參數, 例如 $\theta = \sigma^2, \sigma_1^2/\sigma_2^2$ 的區間估計式之形式為 $[c_1\hat{\theta}, c_2\hat{\theta}]$, 其中 $c_1 < 1, c_2 > 1$ 。由於區間的中點並不是 $\hat{\theta}$, 因此在這個狀況下不定義誤差邊界。
4. 誤差邊界可以視作抽樣誤差 (sampling error) 的大小。誤差邊界越小 (或區間估計式的寬度越窄), 表示對於未知參數的區間估計越精確。隨著樣本數 n 增加, 區間估計式的寬度會越來越窄, 估計會越精確。

定義 9.3 樞紐量 (pivotal quantity)

建構 θ 之區間估計式時, 若統計量 φ 滿足以下 2 個條件, 則 φ 可作為未知參數 θ 之樞紐量:

1. φ 包含未知參數 θ ,
 2. φ 的抽樣分配已知, 且其分配之參數與 θ 無關。
1. 為了強調 φ 為包含未知參數 θ 的統計量, 亦可用 $\varphi(\theta, X_1, X_2, \dots, X_n)$ 表示之。
 2. 舉例來說, 給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$,
 - (a) 若 σ^2 已知, $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ 可作為 μ 的樞紐量;
 - (b) 若 σ^2 未知, $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$ 可作為 μ 的樞紐量。
 - (c) 若 μ 已知, $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$ 可作為 σ^2 的樞紐量。
 - (d) 若 μ 未知, $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 可作為 σ^2 的樞紐量。
 3. 樞紐量的分配形態將會影響區間估計式的形式。若未知參數 θ 的樞紐量為對稱分配 (例如標準常態分配或 t 分配), 則區間估計式可整理成 $[\hat{\theta} \pm \varepsilon]$ (對稱於 $\hat{\theta}$ 的區間) 的形式; 若未知參數 θ 的樞紐量不是對稱分配 (例如卡方分配或 F 分配), 則區間估計式可整理成 $[c_1\hat{\theta}, c_2\hat{\theta}]$ (不對稱於 $\hat{\theta}$ 的區間)。但無論區間估計式是否為對稱於 $\hat{\theta}$ 的區間, 由於 $\hat{\theta}$ 是對於 θ 的最佳預測, 因此 $\hat{\theta}$ 必然會在區間估計式之中。

例題 9.3 區間估計式基本概念之其三

(3%) A random sample (x_i) is taken from the population whose mean is μ . Which quantity is guaranteed to be in the 96% confidence interval? 《105 中興企研》

- (A) 0 (B) \bar{x} (C) μ (D) 0.96

《解》

選 (B)。點估計式會包含在區間估計式中。

例題 9.4 區間估計式基本觀念之其四

A confidence interval is defined as:

- (A) a point estimate plus or minus a specific confidence level.
(B) a lower and upper confidence limit associated with a specific level of confidence.
(C) an interval that has a 95% probability of containing the population parameter.
(D) a lower and upper confidence limit that has a 95% probability of containing the population parameter. 《108 成大經研》

《解》

選 (B)。信賴區間是區間估計值 (將樣本結果代入區間估計式中, 為實現值), 包含未知參數的機率不是 1 就是 0。

例題 9.5 區間估計與點估計的比較

The chief distinction between a point estimate and an interval estimate is that:

- (A) an interval estimate is always correct (though it may not be precise) but a point estimate is usually incorrect
(B) a point estimate is always more useful than an interval estimate
(C) an interval estimate indicates the precision of the estimate while a point estimate does not
(D) a point estimate does not differ from an interval estimate except in minor respects 《106 成大財金》

《解》

選 (C)。

- (A) 錯在區間估計式也可能未包含未知參數, 因此不是永遠都是正確的。
- (B) 錯在一般而言, 區間估計相較於點估計多了抽樣誤差的資訊, 因此會比較有用。
- (D) 錯在區間估計式的概念與點估計式的概念明顯不同。

性質 9.1 建構區間估計式的步驟

1. 決定信心水準 $1 - \alpha$,
2. 找尋未知參數 θ 的樞紐量 φ ,
3. 利用 φ 的抽樣分配決定臨界值 l, u 使得

$$1 - \alpha = P[l \leq \varphi(\theta, X_1, X_2, \dots, X_n) \leq u]$$

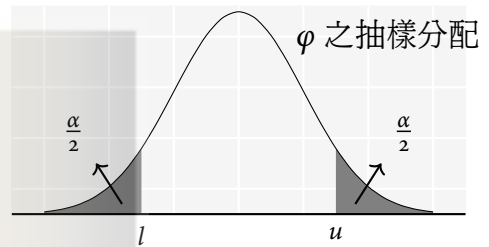
4. 移項整理使得 $1 - \alpha = P[l \leq \varphi(\theta, X_1, X_2, \dots, X_n) \leq u]$
 $= P[L(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq \theta \leq U(X_1, X_2, \dots, X_n)]$

1. 一般來說, 選取的 l 與 u 滿足

(a) $P[\varphi(\theta, X_1, X_2, \dots, X_n) \leq l] = \alpha/2$

(b) $P[\varphi(\theta, X_1, X_2, \dots, X_n) \geq u] = \alpha/2$

其值通常透過查臨界值表而來, 如右圖所示。



2. 多數情況下 φ 不需自行推導, 但需知道分配參數在各種情境下對應使用的 φ 為何。
3. 移項整理過程通常都有遞減轉換 (倒數或者同乘負號), 因此在移項整理過後:

(a) $L(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 會包含 u , 即原先抽樣分配的右尾 (上界) 臨界值。

(b) $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 會包含 l , 即原先抽樣分配的左尾 (下界) 臨界值。

4. 若欲建構單邊區間估計式, 即找尋 $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 或 $L(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 使得

$$1 - \alpha = P[L \leq \theta \leq U(X_1, X_2, \dots, X_n)] \quad \text{或} \quad 1 - \alpha = P[L(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq \theta \leq \bar{U}]$$

其中 L 為 θ 之參數空間的下界, \bar{U} 為 θ 之參數空間的上界。舉例來說,

(a) 母體均數 μ 的參數空間為 $(-\infty, \infty)$, 母體變異數 σ^2 的參數空間為 $[0, \infty)$ 。

(b) 母體比例 p 的參數空間為 $[0, 1]$ 。

5. 未知參數 θ 之點估計式 $\hat{\theta}$ 是對於未知參數最佳之估計, 故應包含在區間估計式中。舉例來說, 若利用樣本平均 \bar{X} 對於母體均數 μ 進行區間估計:

(a) 區間估計值包含 μ 的機率不是 0 就是 1。

(b) \bar{X} 之實現值 \bar{x} 必定在區間估計值中, 即區間估計值包含 \bar{x} 的機率為 1。

—— 9.2 常態分配參數 (μ, σ^2) 之區間估計式 ——

性質 9.2 常態母體均數 μ 的區間估計式

給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 則

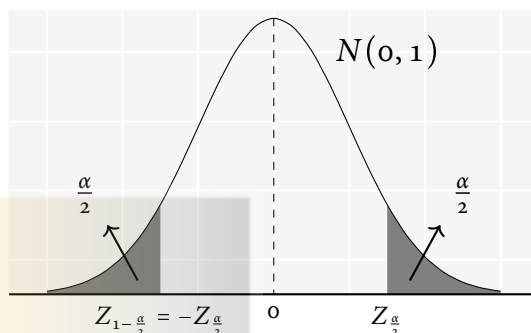
1. 若 σ^2 已知, μ 的 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為 $\left[\bar{X} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$
2. 若 σ^2 未知, μ 的 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為 $\left[\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$

1. 若 σ^2 已知, 則

$$\varphi = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

給定

$$1 - \alpha = P\left(Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \varphi \leq Z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$$



其中標準常態分配對稱於 0, 如右圖所示。因此 $Z_{1-\alpha/2} = -Z_{\alpha/2}$, 將此結果代入可得到

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\left(-Z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \varphi \leq Z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(-Z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq Z_{\frac{\alpha}{2}}\right) && \xrightarrow{\text{同乘 } \sigma/\sqrt{n}} \\ &= P\left(-Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} - \mu \leq Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) && \xrightarrow{\text{同減 } \bar{X}} \\ &= P\left(-\bar{X} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) && \xrightarrow{\text{同乘 } -1} \\ &= P\left(\bar{X} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \\ &= P\left(\mu \in \left[\bar{X} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]\right) \end{aligned} \tag{9.1}$$

2. 由式 (9.1) 可發現, 區間估計式的寬度與 \bar{X} 無關, 僅與誤差邊界 $Z_{\alpha/2} \times \sigma/\sqrt{n}$ 有關, 且

- (a) 當 n 越大, 則區間估計式的區間越窄。
- (b) 當 σ 越大, 則區間估計式的區間越寬。
- (c) 當 α 越大, 則 $Z_{\alpha/2}$ 越小。例如 $Z_{0.05} = 1.645 < Z_{0.025} = 1.96$ 。此時區間估計式的區間越窄; 反之, 當 $1-\alpha$ 越大, 區間越寬。

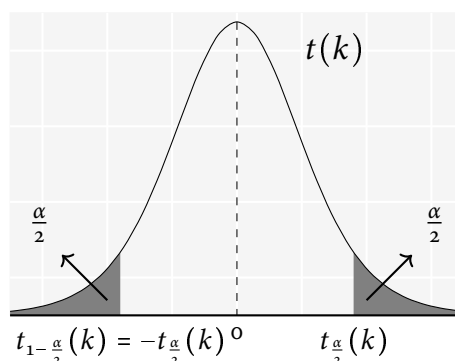
n 越大, 表示對於未知參數的估計越精準, 因此區間越窄。 $1-\alpha$ 越大, 代表包含未知參數的信心越大, 因此在其他條件不變下, 應考慮較寬之區間。

3. 若 σ^2 未知, 則

$$\varphi = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

給定

$$1 - \alpha = P\left[t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \varphi \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right]$$



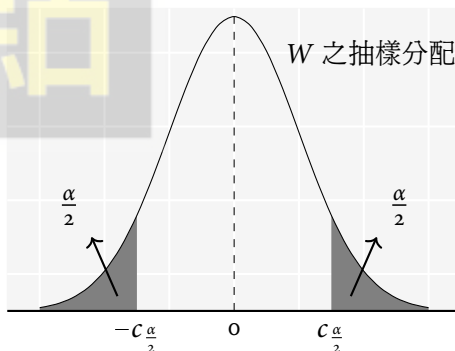
其中 t 分配對稱於 0, 如右圖所示。同理, 可得知 $t_{1-\alpha/2}(n-1) = -t_{\alpha/2}(n-1)$, 因此

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \varphi \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) \\ &= P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) && \xrightarrow{\text{同乘 } S/\sqrt{n}} \\ &= P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} - \mu \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}\right) && \xrightarrow{\text{同減 } \bar{X}} \\ &= P\left(-\bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}\right) && \xrightarrow{\text{同乘 } -1} \\ &= P\left(\bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}\right) \\ &= P\left(\mu \in \left[\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}\right]\right) \end{aligned}$$

4. 令 W 為一對稱於 0 之分配 (標準常態或 t 分配), 且臨界值之圖示如右。若 θ 之樞紐量滿足

$$\frac{\hat{\theta} - \theta}{SE(\hat{\theta})} \sim W$$

其中 $SE(\hat{\theta})$ 為 $\hat{\theta}$ 之標準誤 (standard error), 則



$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\left(-c_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{\theta} - \theta}{SE(\hat{\theta})} \leq c_{\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(\hat{\theta} - c_{\frac{\alpha}{2}} \times SE(\hat{\theta}) \leq \theta \leq \hat{\theta} + c_{\frac{\alpha}{2}} \times SE(\hat{\theta})\right) \\ &= P\left(\theta \in \left[\hat{\theta} \pm c_{\frac{\alpha}{2}} \times SE(\hat{\theta})\right]\right) \end{aligned}$$

意即 θ 之 $100(1 - \alpha)\%$ 區間估計式為 $[\hat{\theta} \pm c_{\alpha/2} \times SE(\hat{\theta})]$ 。舉例來說,

(a) 給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 其中 σ^2 已知, 則

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

版權所有 翻印必究

其中 σ^2 已知下, $SE(\bar{X}) = \sigma/\sqrt{n}$, 因此 μ 之 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為

$$\left[\bar{X} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

(b) 給定 $\{X_i\}_{i=1}^n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 其中 σ^2 未知, 則

$$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

其中 σ^2 未知下, $SE(\bar{X}) = S/\sqrt{n}$, 因此 μ 之 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為

$$\left[\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

5. 常態母體當 σ 未知時, 若樣本數足夠大時 (自由度超過附表提供的最大值時), 由於 $t(n-1) \xrightarrow{d} N(0, 1)$, 故給定 n 足夠大下, $t_{\alpha/2}(n-1) \simeq Z_{\alpha/2}$ 。因此

$$\left[\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right] \simeq \left[\bar{X} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

6. 若母體數 N 有限 ($n/N \geq 0.05$), 則誤差邊界需考慮變異數的有限母體校正因子, 意即

(a) 若 σ^2 已知, 有限母體下, μ 之 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為

$$\left[\bar{X} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \right]$$

(b) 若 σ^2 未知, 有限母體下, μ 之 $100(1-\alpha)\%$ 區間估計式為

$$\left[\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \right]$$

例題 9.6 誤差邊界之基本概念

(5%) Assume X_1, \dots, X_n are iid random variables with distribution $N(\mu, \sigma^2)$, We construct a confidence interval for μ , then the length of the confidence interval for μ would decrease if

- (A) standard error for μ increases.
- (B) σ^2 increases.
- (C) n Increases.
- (D) sample mean \bar{X} increases.

《104 中山企研》

《解》

選 (C)。 n 越大區間估計式之寬度越窄。

1. 當 σ^2 越大, $SE(\hat{\mu})$ 越大, 區間估計式之寬度越寬。
2. \bar{X} 之大小與區間估計式之寬度無關。