

Chapter 8



點估計

8.1 估計之觀念

一、估計之意義

估計 (estimation) 又稱之為推定，其意義是指利用樣本統計量去估計母體中未知的參數，其內容又區分為點估計 (point estimation) 及區間估計 (interval estimation) 兩大類。在本章中，將先探討點估計部分，至於區間估計部分將在下一章探討，今先將其意義分述如下。

(一)點估計：點估計之意義是依據母體抽出的一組樣本資料，求出某個樣本統計量之數值，然後利用此數值去估計母體中未知參數之方法。例如，以樣本比例 \hat{P} 估計母體比例 p ，或利用樣本平均數 \bar{X} 估計母體平均數 μ ，以樣本變異數 S^2 估計母體變異數 σ^2 。

(二)區間估計：區間估計之意義是依據一組樣本資料，求出兩個樣本統計量之數值，形成一個區間，再利用此區間來說明此區間包含此未知母體參數的信心的估計方法。

二、估計式及估計值之意義

利用樣本統計量去估計母體中未知參數時，此樣本統計量即稱為此參數 θ 之估計式或估計元 (estimator)，而當獲取一組樣本資料後計算出此估計式之數值即稱之為估計值 (estimate)。例如，以 \bar{X} 及 S^2 去估計 μ 及 σ^2 ，則 \bar{X} 及 S^2 即為參數 μ 及 σ^2 的點估計式，但當獲取一組樣本資料 (x_1, x_2, \dots, x_n) 代入上式 \bar{X} 及 S^2 即可獲得二個確定數值 \bar{x} 及 s^2 ，此兩數值 \bar{x}

及 s^2 即為 μ 及 σ^2 的點估計值。

定義(一)：設 $\hat{\Theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 為一個統計量，若它被使用來估計某一未知參數 θ 時，則 $\hat{\Theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 即稱為參數 θ 之點估計式，常以符號 $\hat{\Theta}$ 表示之。而當獲取一組實際樣本觀察值 (x_1, x_2, \dots, x_n) 所計算出來之 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，稱為參數 θ 之點估計值。

8.2 點估計式之評判標準

估計式 $\hat{\Theta}(X_1, \dots, X_n)$ 用來估計未知參數 θ ，但估計式（即樣本統計量）有很多不同形式，因此要如何評判點估計式之優劣，便是點估計的一個重要課題。一般常見之評判標準有下列幾種，即

- (一) 不偏性 (unbiasedness)。
- (二) 有效性 (efficiency)。
- (三) 一致性 (consistency)。
- (四) 充分性 (sufficiency)。


茲將各種評判準則之觀念分述如下。

一、不偏性

(一) 不偏性觀念：利用樣本資料 (X_1, X_2, \dots, X_n) 求取估計式 $\hat{\Theta}$ 之值時，此估計值與被估計之參數 θ 會有某種程度上差異，有時高、有時低，因此若估計式的期望值能等於被估計之參數，則表示在做估計時較無偏頗之虞，亦即產生偏誤的可能性亦較小。

(二) 不偏性之定義：

定義(一)：設統計量 $\hat{\Theta}$ 為母體參數 θ 的一個估計式，且此估計式 $\hat{\Theta}$ 的期望值等於參數 θ ，即 $E(\hat{\Theta}) = \theta$ ，則稱 $\hat{\Theta}$ 為母體參數 θ 的不偏估計式 (unbiased estimator)。但若 $E(\hat{\Theta}) \neq \theta$ ，則稱 $\hat{\Theta}$ 為參數 θ 之偏誤估計式 (biased estimator)，且其偏誤為 $E(\hat{\Theta}) - \theta = Bias$ 。

 Remark •

設 $\hat{\Theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 為參數 θ 之函數 $\pi(\theta)$ 之估計式，且

$$E(\hat{\Theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)) = \pi(\theta)$$

則稱 $\hat{\Theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 為函數 $\pi(\theta)$ 之不偏估計式。

由定義(⇒)中可知，要評判一個估計式是否為參數 θ 之不偏估計式，只要依上述定義求估計式的期望值即可（見圖8-1）。在圖8-1(a)中，可以很明顯地發現 $\hat{\Theta}_1$ 之抽樣分配之期望值 $E(\hat{\Theta}_1) = \theta$ ，故 $\hat{\Theta}_1$ 為 θ 之不偏估計式；但在圖8-1(b)中， $\hat{\Theta}_2$ 之期望值並不等於 θ ，因此 $\hat{\Theta}_2$ 即為具有負偏誤之估計式。

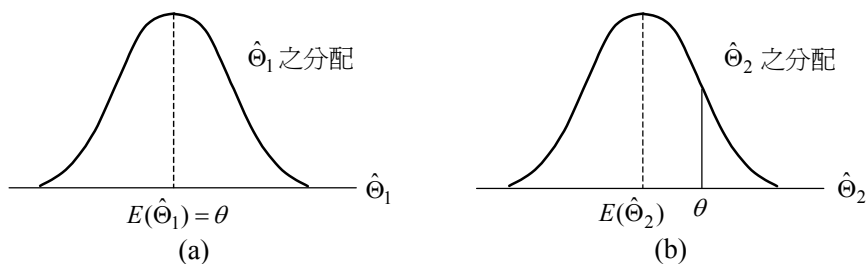


圖8-1 不偏估計式之觀念

• 例題 1 •

設 (X_1, X_2, \dots, X_n) 為抽自平均數 μ ，變異數 σ^2 之母體的一組隨機樣本，試證明樣本變異數 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 為母體變異數 σ^2 之不偏估計式。

(身心障礙四等)

Sol:

$$\begin{aligned} E(S^2) &= \frac{1}{n-1} E\left(\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = \frac{1}{n-1} E\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE(\bar{X}^2)\right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n \left(\text{Var}(X_i) + (E(X_i))^2 \right) - n \left(\text{Var}(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2 \right) \right\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n (\sigma^2 + \mu^2) - n \left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 \right) \right\} \\
&= \frac{1}{n-1} \{ n\sigma^2 + n\mu^2 - \sigma^2 - n\mu^2 \} \\
&= \frac{1}{n-1} (n-1)\sigma^2 = \sigma^2
\end{aligned}$$

• 例題 2 •

設 (X_1, X_2, X_3) 為取自平均數 θ 的指數母體之一組隨機樣本，今考慮下列 θ 之估計式

$$(1) \hat{\theta}_1 = X_1, \quad (2) \hat{\theta}_2 = \frac{X_1 + X_2}{2}, \quad (3) \hat{\theta}_3 = \frac{X_1 + 2X_2}{3},$$

$$(4) \hat{\theta}_4 = \frac{X_1 + X_2 + X_3}{3}, \quad (5) \hat{\theta}_5 = \min(X_1, X_2, X_3)$$

試問這些估計式是否為不偏估計式？

(地方政府四等)

Sol:

因 $X_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} f(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$ ，故知 $E(X_i) = \theta$

$$(1) E(\hat{\theta}_1) = E(X_1) = \theta$$

$$(2) E(\hat{\theta}_2) = E\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) = \frac{1}{2}(E(X_1) + E(X_2)) = \frac{1}{2}(\theta + \theta) = \theta$$

$$(3) E(\hat{\theta}_3) = E\left(\frac{X_1 + 2X_2}{3}\right) = \frac{1}{3}(E(X_1) + 2E(X_2)) = \frac{1}{3}(\theta + 2\theta) = \theta$$

$$\begin{aligned}
(4) E(\hat{\theta}_4) &= E\left(\frac{X_1 + X_2 + X_3}{3}\right) = \frac{1}{3}(E(X_1) + E(X_2) + E(X_3)) \\
&= \frac{1}{3}(\theta + \theta + \theta) = \theta
\end{aligned}$$

(5) 因 $F(x) = \int_0^x \frac{1}{\theta} e^{-\frac{t}{\theta}} dt = 1 - e^{-\frac{x}{\theta}}$ ，故知

$X_{(1)} = \min(X_1, X_2, X_3)$ 之機率密度函數為

$$\begin{aligned} f_{X_{(1)}}(x) &= n[1-F(x)]^{n-1} \cdot f(x) = 3[1-(1-e^{-\frac{x}{\theta}})]^{3-1} \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} \\ &= \frac{3}{\theta} e^{-\frac{3}{\theta}x}, \quad x > 0 \end{aligned}$$

所以 $\hat{\theta}_5$ 之期望值為

$$\begin{aligned} E(\hat{\theta}_5) &= E(X_{(1)}) = \int_0^{\infty} x \cdot \frac{3}{\theta} e^{-\frac{3}{\theta}x} dx \\ &= \frac{\theta}{3} \int_0^{\infty} \left(\frac{3}{\theta}x\right) e^{-\frac{3}{\theta}x} d\left(\frac{3}{\theta}x\right) = \frac{\theta}{3} \Gamma(2) = \frac{\theta}{3} \neq \theta \end{aligned}$$

故知上述五個估計式中 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3, \hat{\theta}_4$ 為不偏估計式。

• 例題 3 •

設 X 和 Y 為互相獨立的隨機變數，且知 $E(X) = 6$ ， $\text{Var}(X) = \sigma^2$ 而 $E(Y) = 3$ ， $\text{Var}(Y) = \sigma^2$ ，今有 σ^2 之估計量為 $K(X^2 - Y^2) + Y^2$ ，其中 K 為常數，試問： K 為何值，才能使此估計量成為 σ^2 之不偏估計量？
(A) -0.14 (B) -0.19 (C) -0.33 (D) -0.66。 (普考)

Sol:

$$\begin{aligned} \text{因 } E[k(X^2 - Y^2) + Y^2] &= k[E(X^2) - E(Y^2)] + E(Y^2) \\ &= k\{\text{Var}(X) + (E(X))^2 - [\text{Var}(Y) + (E(Y))^2]\} \\ &\quad + [\text{Var}(Y) + (E(Y))^2] \\ &= k\{\sigma^2 + 36 - [\sigma^2 + 9]\} + [\sigma^2 + 9] \\ &= 27k + 9 + \sigma^2 \end{aligned}$$

故知 $27k + 9 + \sigma^2 = \sigma^2 \Rightarrow k = \frac{-9}{27} = -0.33$ ，故選(C)。

(\Rightarrow) 不偏性的性質：

1. 不偏性與抽樣時的樣本數大小無關。
2. 並非所有參數皆具有不偏估計式。例如均勻分配 $U(\alpha, \beta)$ ，其參數

α 與 β 皆找不到不偏估計式。

3. 參數 θ 的偏誤估計式，大部分皆可經過調整後，成爲不偏估計式。但並非所有參數的偏誤估計式皆可經調整後，成爲不偏估計式。
4. 參數若具有不偏估計式，則不偏估計式有時不只一個，亦具不偏性不具有唯一性。
5. 不偏性只是評斷估計式好壞之一種標準，因此並不能說不偏估計式就是最佳估計式。

二、有效性

任何一個參數 θ 皆有很多個不偏估計式，接下來將介紹一些方法能在眾多不偏估計式中找出相對有效 (relatively efficiency) 估計式或絕對有效 (absolutely efficiency) 估計式。

定義(≡)：設 (X_1, X_2, \dots, X_n) 爲抽自母體 $f(x; \theta)$ 之一組隨機樣本，且 $\hat{\theta}_1$ 與 $\hat{\theta}_2$ 均爲參數 θ 之不偏估計式，若

$$\text{Var}(\hat{\theta}_1) < \text{Var}(\hat{\theta}_2)$$

則在估計 θ 時，估計式 $\hat{\theta}_1$ 較 $\hat{\theta}_2$ 相對有效。

在定義(≡)中可看出在不偏估計式中，是以變異數大小作爲衡量標準，變異數小表示估計式 $\hat{\theta}$ 之所有值較接近 θ ，因此估計式較有效。相對地變異數大，則估計式所有值則較分散，因此估計式較不好（見圖8-2）。

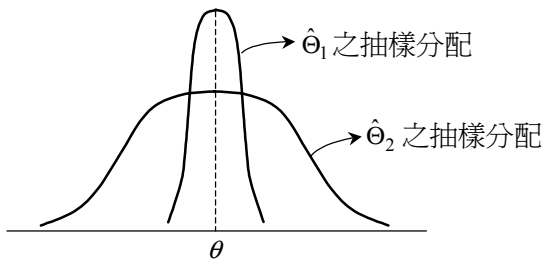


圖8-2 $\hat{\theta}_1$ 較 $\hat{\theta}_2$ 相對有效性之圖示

• 例題 4 •

在例題2中，試問在不偏估計式中，何者較有效？