

## 單元 50: 有序統計量

(課本 §6.7)

設連續隨機變數

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{cdf } F(y) \text{ 以及 pdf } f(y)$$

則排序後的結果

$$Y_{(1)}, Y_{(2)}, \dots, Y_{(n)}$$

稱作有序統計量 (order statistics), 其中  $Y_{(i)}$  表示第  $i$  個小的隨機變數, 亦即,

$$Y_{(1)} = \min(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \leq Y_{(2)} \leq \dots \leq Y_{(n-1)} \leq Y_{(n)} = \max(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$$

註. 因為隨機變數是連續的, 上式中的 “=” 可忽略掉, 而寫成

$$Y_{(1)} < Y_{(2)} < \dots < Y_{(n-1)} < Y_{(n)}$$

有序統計量的分布如下述.

(1)  $Y_{(n)}$  的 cdf  $F_{Y_{(n)}}(y)$  與 pdf  $g_{(n)}(y)$ .

因爲

$$Y_{(n)} = \max(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$$

故對任意的實數  $y$ ,

$$(Y_{(n)} \leq y) \Leftrightarrow (Y_1 \leq y, Y_2 \leq y, \dots, Y_n \leq y)$$

因此, 根據 cdf 的定義, 以及上述的等價事件,  $Y_{(n)}$  的 cdf

$$\begin{aligned} F_{Y_{(n)}}(y) &= P(Y_{(n)} \leq y) \\ &= P(Y_1 \leq y, Y_2 \leq y, \dots, Y_n \leq y) \\ &= P(Y_1 \leq y)P(Y_2 \leq y) \cdots P(Y_n \leq y) \\ &= [F(y)]^n, \quad -\infty < y < \infty \end{aligned}$$

其中第三個等號成立乃因爲  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  相互獨立, 第四個等號成立乃因爲它們有共同的 cdf  $F(y)$ . 接著, 兩邊對  $y$  微分, 得  $Y_{(n)}$  的 pdf

$$\begin{aligned} g_{(n)}(y) &= \frac{d}{dy} [F_{Y_{(n)}}(y)] \\ &= n [F(y)]^{n-1} \cdot F'(y) \\ &= n [F(y)]^{n-1} f(y), \quad -\infty < y < \infty \end{aligned}$$

其中最後一個等號成立乃因爲它們有共同的 pdf  $f(y)$ .

(2)  $Y_{(1)}$  的 cdf  $F_{Y_{(1)}}(y)$  與 pdf  $g_{(1)}(y)$ .

因爲

$$Y_{(1)} = \min(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$$

故對於任意的實數  $y$ ,

$$(Y_{(1)} > y) \Leftrightarrow (Y_1 > y, Y_2 > y, \dots, Y_n > y)$$

所以, 根據 cdf 的定義, 餘集的機率公式, 以及上述的等價事件,  $Y_{(1)}$  的 cdf

$$\begin{aligned} F_{Y_{(1)}}(y) &= P(Y_{(1)} \leq y) \\ &= 1 - P(Y_{(1)} > y) \\ &= 1 - P(Y_1 > y, Y_2 > y, \dots, Y_n > y) \\ &= 1 - P(Y_1 > y)P(Y_2 > y) \cdots \\ &\quad P(Y_n > y) \\ &= 1 - [1 - F(y)]^n, \quad -\infty < y < \infty \end{aligned}$$

其中第四個等號成立乃因爲  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  相互獨立, 第五個等號成立乃因爲它們有共同的 cdf  $F(y)$  且對於  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $-\infty < y < \infty$ ,

$$P(Y_i > y) = 1 - P(Y_i \leq y) = 1 - F(y)$$

所致. 接著, 兩邊對  $y$  微分, 得  $Y_{(1)}$  的 pdf

$$\begin{aligned} g_{(1)}(y) &= \frac{d}{dy} [F_{Y_{(1)}}(y)] \\ &= -n [1 - F(y)]^{n-1} \cdot [-f(y)] \\ &= n [1 - F(y)]^{n-1} f(y), \quad -\infty < y < \infty \end{aligned}$$

(3)  $Y_{(1)}, Y_{(2)}, \dots, Y_{(n)}$  的 joint pdf

$$g_{(1)(2)\dots(n)}(y_1, y_2, \dots, y_n)$$

直觀的求法: 設  $y_1 < y_2 < \dots < y_n$ . 取  $\Delta y$  夠小, 令事件

$$B = \left( y_1 < Y_{(1)} < y_1 + \Delta y, \right. \\ \left. y_2 < Y_{(2)} < y_2 + \Delta y, \dots, \right. \\ \left. y_n < Y_{(n)} < y_n + \Delta y \right)$$

對於  $\{1, 2, \dots, n\}$  的任一種排列  $(i_1, i_2, \dots, i_n)$ , 令事件

$$A_{(i_1, i_2, \dots, i_n)} = \left( y_1 < Y_{i_1} < y_1 + \Delta y, \right. \\ \left. y_2 < Y_{i_2} < y_2 + \Delta y, \dots, \right. \\ \left. y_n < Y_{i_n} < y_n + \Delta y \right)$$

共有  $n!$  種不同的事件. 在  $\Delta y$  夠小下, 此  $n!$  個事件為互斥, 且在  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  同分布的假設下, 此  $n!$  個事件的機率均等於  $P(A_{(1,2,\dots,n)})$ , 因而得出

$$P(B) = P\left(\bigcup_{(i_1, i_2, \dots, i_n)} A_{(i_1, i_2, \dots, i_n)}\right) \\ = n!P(A_{(1,2,\dots,n)})$$

又在  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  相互獨立的假設下, 上式相當於

$$P(B) = n! P(y_1 < Y_1 < y_1 + \Delta y) \\ P(y_2 < Y_2 < y_2 + \Delta y) \cdots \\ P(y_n < Y_n < y_n + \Delta y)$$

又因爲  $\Delta y$  夠小, 故對於  $i = 1, 2, \dots, n$ ,

$$P(y_i < Y_i < y_i + \Delta y) = \int_{y_i}^{y_i + \Delta y} f(t) dt \\ \approx f(y_i) \Delta y$$

因而由上式導出

$$P(B) \approx n! [f(y_1) \Delta y] [f(y_2) \Delta y] \cdots [f(y_n) \Delta y] \\ = n! f(y_1) f(y_2) \cdots f(y_n) (\Delta y)^n \quad (1)$$

接著, 以  $Y_{(1)}, Y_{(2)}, \dots, Y_{(n)}$  的 joint pdf 的角度, 在  $\Delta y$  夠小下,

$$P(B) = \int_{y_1}^{y_1 + \Delta y} \int_{y_2}^{y_2 + \Delta y} \cdots \int_{y_n}^{y_n + \Delta y} \\ g_{(1)(2)\dots(n)}(t_1, t_2, \dots, t_n) \\ dt_n \cdots dt_2 dt_1 \\ \approx g_{(1)(2)\dots(n)}(y_1, y_2, \dots, y_n) (\Delta y)^n \quad (2)$$

最後, 比較 (1) 式及 (2) 式, 得

$$g_{(1)(2)\dots(n)}(y_1, y_2, \dots, y_n) \\ = \begin{cases} n! f(y_1) f(y_2) \cdots f(y_n), & y_1 \leq y_2 \leq \cdots \\ & \leq y_n \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

其中等號右邊大括號的第二式成立乃因為

$$Y_{(1)} < Y_{(2)} < \cdots < Y_{(n)}$$

故當  $y_1 \leq y_2 \leq \cdots \leq y_n$  不成立時,  $B = \emptyset$  所致.

(4) 對於  $1 \leq k \leq n$ , 第  $k$  個有序統計量  $Y_{(k)}$  的 pdf  $g_{(k)}(y)$ .

直觀的求法: 對於  $-\infty < y_k < \infty$ , 當  $\Delta y$  夠小時, 如圖示,

$$\begin{aligned} &P(y_k < Y_{(k)} < y_k + \Delta y) \\ &\approx P(Y_1, Y_2, \dots, Y_n \text{ 中有 } (k-1) \text{ 個小於 } y_k, \text{ 一} \\ &\quad \text{個介於 } y_k \text{ 與 } y_k + \Delta y \text{ 間, } (n-k) \text{ 個大於 } y_k) \end{aligned}$$

接著, 因為  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  為獨立同分布, 故上式中近似符號右邊的機率為三項分布, 其中落在第一類的機率為

$$F(y_k)$$

有  $(k-1)$  個; 落在第二類的機率近似於

$$f(y_k)\Delta y$$

有一個; 落在第三類的機率為

$$1 - F(y_k)$$

有  $(n - k)$  個, 因而得出

$$\begin{aligned}
 & P(y_k < Y_{(k)} < y_k + \Delta y) \\
 & \approx \binom{n}{k-1, 1, n-k} [F(y_k)]^{k-1} \cdot \\
 & \qquad \qquad \qquad f(y_k) \Delta y \cdot [1 - F(y_k)]^{n-k} \\
 & = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(y_k)]^{k-1} f(y_k) \cdot \\
 & \qquad \qquad \qquad [1 - F(y_k)]^{n-k} \Delta y \quad (3)
 \end{aligned}$$

又由  $Y_{(k)}$  的 marginal pdf 的角度, 在  $\Delta y$  夠小下,

$$P(y_k < Y_{(k)} < y_k + \Delta y) \approx g_{(k)}(y_k) \Delta y \quad (4)$$

因此, 比較 (3) 式與 (4) 式, 得

$$\begin{aligned}
 g_{(k)}(y_k) & = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(y_k)]^{k-1} \cdot \\
 & \qquad \qquad \qquad [1 - F(y_k)]^{n-k} f(y_k)
 \end{aligned}$$

其中  $-\infty < y_k < \infty$ .

(5) 對任意的  $1 \leq j < k \leq n$ ,  $Y_{(j)}$  與  $Y_{(k)}$  的 joint pdf  $g_{(j)(k)}(y_j, y_k)$ .

直觀的求法: 同 (4), 如圖示, 當  $-\infty < y_j < y_k < \infty$  時,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  中, 需要有  $(j - 1)$  個小於  $y_j$ , 個別的機率為

$$F(y_j)$$

一個介於  $y_j$  與  $y_j + \Delta y$  間, 其機率近似於

$$f(y_j)\Delta y$$

$(k - 1 - j)$  個介於  $y_j$  與  $y_k$  間, 個別的機率為

$$F(y_k) - F(y_j)$$

一個介於  $y_k$  與  $y_k + \Delta y$  間, 其機率近似於

$$f(y_k)\Delta y$$

以及  $(n - k)$  個大於  $y_k$ , 個別的機率為

$$1 - F(y_k)$$

因而  $Y_{(j)}$  與  $Y_{(k)}$  的 joint pdf

$$\begin{aligned} g_{(j)(k)}(y_j, y_k) &= \frac{n!}{(j-1)!(k-1-j)!(n-k)!} [F(y_j)]^{j-1} \cdot \\ &\quad [F(y_k) - F(y_j)]^{k-1-j} [1 - F(y_k)]^{n-k} \cdot \\ &\quad f(y_j)f(y_k), \quad -\infty < y_j < y_k < \infty \end{aligned}$$

**例 1.** 設某種電子零件的壽命

$$Y \sim f(y) = \begin{cases} \frac{1}{100}e^{-y/100}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



其中的單位為小時。若某系統由二個獨立運作的此種零件以串聯方式 (in series) 組成, 亦即, 只要其中一個零件壞了, 此系統就壞了。令  $X$  為此系統的壽命。試求  $X$  的 pdf.

<解> 因為串聯, 故

$$X = \min(Y_1, Y_2)$$

其中  $Y_i =$  第  $i$  個零件的壽命, 它們獨立同分布且共同的 cdf

$$F(y) = \begin{cases} 1 - e^{-y/100}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

所以, 由公式或圖示,  $X$  的 pdf

$$f_X(y) = g_{(1)}(y) = 2 [1 - F(y)] f(y) \quad (5)$$

再根據 pdf  $f(y)$  與 cdf  $F(y)$  在  $y > 0$  時, 分別取值

$$\frac{1}{100}e^{-y/100} \text{ 與 } 1 - e^{-y/100}$$

其它地方取值 0, 由 (5) 式得  $X$  的 pdf

$$\begin{aligned} f_X(y) &= \begin{cases} 2 \cdot e^{-y/100} \cdot \frac{1}{100}e^{-y/100}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{50}e^{-y/50}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

註. 由 (6) 式知, 串聯形成的系統壽命

$$X = \min(Y_1, Y_2) \sim \exp(50)$$

由此導出

$$E(X) = 50 = \frac{100}{2}$$

然而對於  $i = 1, 2$ , 組成系統的零件  $i$  的壽命

$$Y_i \sim \exp(100)$$

以及零件平均壽命

$$E(Y_i) = 100$$

卻為系統平均壽命的二倍.

例 2. 承接例 1. 若系統由並聯 (in parallel) 組成, 亦即, 二個零件全壞了, 系統才壞掉. 試求系統壽命  $X$  的 pdf.

<解> 因為並聯, 故

$$X = \max(Y_1, Y_2)$$

因此, 由公式或圖示,  $X$  的 pdf

$$f_X(y) = g_{(2)}(y) = 2F(y)f(y) \quad (7)$$

再根據 pdf  $f(y)$  與 cdf  $F(y)$  在  $y > 0$  時, 分別取值

$$\frac{1}{100}e^{-y/100} \text{ 與 } 1 - e^{-y/100}$$

其它地方取值 0, 由 (7) 式得  $X$  的 pdf

$$\begin{aligned} f_X(y) &= \begin{cases} 2 \cdot (1 - e^{-y/100}) \cdot \frac{1}{100}e^{-y/100}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{50} (e^{-y/100} - e^{-y/50}), & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

註. 由 (8) 知, 由並聯形成的系統壽命

$$X = \max(Y_1, Y_2)$$

不是指數隨機變數.

例 3. 設  $Y_1, Y_2, \dots, Y_5$  為一由  $\text{unif}(0, 1)$  分布所選出的隨機樣本. 試求 (a)  $Y_{(2)}$  的 pdf, 以及 (b)  $Y_{(2)}$  與  $Y_{(4)}$  的 joint pdf.

<解> 首先, 由題意,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_5$  為獨立同分布且共同的 pdf

$$f(y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

以及共同的 cdf

$$F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ y, & 0 \leq y \leq 1 \\ 1, & y > 1 \end{cases}$$

此乃因爲由 cdf 的定義以及 pdf  $f(y)$  的取值, 當  $y < 0$  時,

$$F(y) = \int_{-\infty}^y f(t)dt = \int_{-\infty}^y 0dt = 0$$

當  $0 \leq y \leq 1$  時,

$$F(y) = \int_{-\infty}^0 0dt + \int_0^y 1dt = y$$

以及當  $y > 1$  時,

$$F(y) = \int_{-\infty}^0 0dt + \int_0^1 1dt + \int_1^y 0dt = 1$$

所致.

(a) 由公式或圖示, 對於  $-\infty < y_2 < \infty$ ,  $Y_{(2)}$  的 pdf

$$g_{(2)}(y_2) = \frac{5!}{1!1!3!} F(y_2) [1 - F(y_2)]^3 f(y_2)$$

再根據 pdf  $f(y)$  與 cdf  $F(y)$  的取值情況, 當  $y_2 < 0$  時, 由上式得

$$g_{(2)}(y_2) = 20(0)(1 - 0)^3(0) = 0$$

當  $0 \leq y_2 \leq 1$  時,

$$\begin{aligned} g_{(2)}(y_2) &= 20(y_2)(1 - y_2)^3(1) \\ &= 20y_2(1 - y_2)^3 \end{aligned}$$

當  $y_2 > 1$  時,

$$g_{(2)}(y_2) = 20(1)(1 - 1)^3(0) = 0$$

因此, 綜合上述, 得  $Y_{(2)}$  的 pdf

$$g_{(2)}(y_2) = \begin{cases} 20y_2(1 - y_2)^3, & 0 \leq y_2 \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

註. 由 (a) 的結論,

$$Y_{(2)} \sim \text{Beta}(2, 4)$$

一般而言, 若

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{unif}(0, 1)$$

則第  $k$  個有序統計量 ( $k$ th order statistics)

$$Y_{(k)} \sim \text{Beta}(k, n - k + 1)$$

爲何如此? 根據公式或圖示, 對於  $-\infty < y_k < \infty$ ,  $Y_{(k)}$  的 pdf

$$g_{(k)}(y_k) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(y_k)]^{k-1} [1 - F(y_k)]^{n-k} f(y_k)$$

再根據 pdf  $f(y)$  與 cdf  $F(y)$  的取值情況, 如同 (a) 的推導過程, 由上式得  $Y_{(k)}$  的 pdf

$$g_{(k)}(y_k) = \begin{cases} \frac{\Gamma(n+1)}{\Gamma(k)\Gamma(n-k+1)} y_k^{k-1} (1-y_k)^{(n-k+1)-1}, & 0 \leq y_k \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

剛好就是  $\text{Beta}(k, n-k+1)$  的 pdf. 因此, 對於  $1 \leq k \leq n$ , 第  $k$  個有序統計量

$$Y_{(k)} \sim \text{Beta}(k, n-k+1)$$

(b) 根據公式或圖示, 對於  $-\infty < y_2 < y_4 < \infty$ ,  $Y_{(2)}$  與  $Y_{(4)}$  的 joint pdf

$$g_{(2)(4)}(y_2, y_4) = \frac{5!}{1!1!1!1!1!} F(y_2) \cdot [F(y_4) - F(y_2)] \cdot [1 - F(y_4)] f(y_2) f(y_4)$$

再根據 pdf  $f(y)$  與 cdf  $F(y)$  的取值情況, 如同 (a) 的推導過程, 由上式得  $Y_{(2)}$  與  $Y_{(4)}$  的 joint pdf

$$g_{(2)(4)}(y_2, y_4) = \begin{cases} 5! y_2 (y_4 - y_2) (1 - y_4), & 0 \leq y_2 < y_4 \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$