

單元 26: 均勻機率分布

(課本 §4.4)

若連續隨機變數 Y 落在等長區間內的機率均相等 (無論這些區間的起點為何), 則稱 Y 有均勻機率分布, 正式定義如下:

定義 1. 設 $\theta_1 < \theta_2$, 則 $Y \sim \text{unif}(\theta_1, \theta_2)$ 若且為若機率密度函數 (pdf)

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_2 - \theta_1}, & \theta_1 \leq y \leq \theta_2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

並稱隨機變數 Y 有均勻機率分布 (uniform probability distribution).

註. $f(y)$ 的圖形如下.

故在 $[\theta_1, \theta_2]$ 內, 等長區間上的區域面積 (= Y 落在等長區間內的機率) 均等於 $\frac{1}{\theta_2 - \theta_1} \cdot (\text{區間長度})$.

定義 2. 用以決定 pdf 特定型式的常數稱作 pdf 的參數 (parameter), 如均勻 (uniform) pdf 的參數為 θ_1 與 θ_2 .

事實. 設在 $(0, t)$ 內某事件發生的次數 $Y \sim \text{Poisson}(\lambda)$. 若已知在 $(0, t)$ 內剛好只有一事件發生, 則此事件發生的時間 $\sim \text{uniform}(0, t)$.

例 1. 設達到收銀台的顧客數為卜松分布. 若已知在某一給定的 30 分鐘內, 只有一個顧客, 試求此顧客在最後 5 分鐘內到達的機率.

<解> 根據上述的事實, 此顧客到達的時間

$$Y \sim \text{unif}(0, 30)$$

且

$$\begin{aligned} \text{所求} &= P(25 \leq Y \leq 30) \\ &= \int_{25}^{30} \frac{1}{30} dy \\ &= \frac{5}{30} = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

事實上, 在任何 5 分鐘的區間內到達的機率均為 $\frac{1}{6}$ (此乃均勻分布的特性).

定理 4.6. 設 $Y \sim \text{unif}(\theta_1, \theta_2)$, 則期望值

$$\mu = E(Y) = \frac{\theta_1 + \theta_2}{2}$$

且變異數

$$\sigma^2 = \text{Var}(Y) = \frac{1}{12}(\theta_2 - \theta_1)^2$$

<證> 根據期望值的定義及均勻分布的 pdf,

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} yf(y)dy \\ &= \int_{\theta_1}^{\theta_2} y \cdot \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} dy \\ &= \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} \cdot \frac{1}{2} y^2 \Big|_{\theta_1}^{\theta_2} \\ &= \frac{1}{2} \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} (\theta_2^2 - \theta_1^2) \\ &= \frac{1}{2} (\theta_1 + \theta_2) \end{aligned}$$

剛好是兩參數 θ_1 與 θ_2 的中點. 又根據隨機變數的函數的期望值公式以及均勻分布的 pdf,

$$\begin{aligned} E(Y^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f(y) dy \\ &= \int_{\theta_1}^{\theta_2} y^2 \cdot \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} dy \\ &= \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} \cdot \frac{1}{3} y^3 \Big|_{\theta_1}^{\theta_2} \\ &= \frac{1}{3} \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} (\theta_2^3 - \theta_1^3) \end{aligned}$$

接著展開上式化簡後，得

$$\begin{aligned} E(Y^2) &= \frac{1}{3\theta_2 - \theta_1} (\theta_2 - \theta_1) (\theta_2^2 + \theta_1\theta_2 + \theta_1^2) \\ &= \frac{1}{3} (\theta_2^2 + \theta_1\theta_2 + \theta_1^2) \end{aligned}$$

因此，

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= E(Y^2) - \mu^2 \\ &= \frac{1}{3} (\theta_1^2 + \theta_1\theta_2 + \theta_2^2) \\ &\quad - \frac{1}{4} (\theta_1^2 + 2\theta_1\theta_2 + \theta_2^2) \\ &= \frac{1}{12} (4\theta_1^2 + 4\theta_1\theta_2 + 4\theta_2^2 \\ &\quad - 3\theta_1^2 - 6\theta_1\theta_2 - 3\theta_2^2) \\ &= \frac{1}{12} (\theta_1^2 - 2\theta_1\theta_2 + \theta_2^2) \\ &= \frac{1}{12} (\theta_2 - \theta_1)^2 \end{aligned}$$