# 單元 **3:** 以隨機數近似積分值 (課本 §3.2)

設函數 g(x) 滿足

$$\theta = \int_0^1 g(x) dx$$

問 1. 如何以機率的方法近似  $\theta$ ?

答 1. 可採用下述的蒙地卡羅法 (Monte Carlo Approach), 其理論基礎爲

強大數法則 (SLLN, Strong Law of Large Numbers). 若隨機變數  $X_1, X_2, \ldots$  為獨立同分布且共同的期望值 (mean) 為  $\mu$  (有限或無限), 則

$$P\left(\lim_{n\to\infty}\frac{X_1+X_2+\cdots+X_n}{n}=\mu\right)=1$$

亦即,幾乎確定,在長期觀察(執行)下,獨立同分布隨機變數的(算數)平均值會收斂到其共同的期望值.

註. 上述中的

"幾乎確定"相當於"機率等於 1"

以及

"在長期觀察下"相當於 "當 n 夠大時"

應用. 令隨機變數

$$X \sim \mathsf{unif}(\mathsf{0},\mathsf{1})$$

亦即, X 的 pdf (機率密度函數)

$$f(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \exists E \end{cases}$$

則

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx$$
$$= \int_{0}^{1} g(x)dx = \theta$$

註. 上述的重點或關鍵乃在於

$$\theta = E[g(X)]$$

其中

$$X \sim \mathsf{unif}(0,1)$$

亦即, 欲求的函數積分值  $\theta$  可表示成在 (0,1) 上均匀分 布的隨機變數 X 的函數的期望值.

因此,若隨機變數

$$X_1, X_2, \dots \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0}, \mathsf{1})$$

則

$$g(X_1), g(X_2), \dots \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} g(X)$$

則由 SLLN, 幾乎確定地, 當  $n \to \infty$  時,

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} g(X_i) \to E[g(X)] = \theta$$

此乃所謂的蒙地卡羅法.故,得如下可執行的

#### 演算法:

#### (1) 生成夠多的仿隨機數

$$x_1, x_2, \ldots, x_n$$

亦即, n 個獨立且 unif(0,1) 分布的隨機變數的近似值.

#### (2) 以

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} g(x_i) \approx \theta = \int_0^1 g(x) dx$$

例 1. 若  $g(x) = e^x$ , 則

$$\int_0^1 e^x dx = e - 1$$

可由程式估計.

練習題. 試以不同的 n (如, n = 1000, 3000, 10000, ...) 求近似值, 且與

$$e - 1 \approx 1.71828$$

比較.

問 2. 如何求

$$\theta = \int_{a}^{b} g(x) dx$$

的估計值?

答 2. 根據上述的蒙地卡羅法的重點或關鍵, 設法將  $\theta$  表示成一個在 (0,1) 上均匀分布的隨機變數的函數的期望值, 亦即, 將  $\theta$  表成

$$\theta = E[h(X)]$$

其中

$$X \sim \mathsf{unif}(0,1)$$

且 h(x) 為某一適當的函數. 經由變數變換

$$y = \frac{x - a}{b - a}$$

得

$$x = a + (b - a)y$$

且

$$dx = (b - a)dy$$

以及

$$x = a \Rightarrow y = 0$$
$$x = b \Rightarrow y = 1$$

故,

$$\theta = \int_{a}^{b} g(x)dx$$

$$= \int_{0}^{1} g(a + (b - a)y)(b - a)dy$$

$$= E[h(Y)]$$

其中

$$Y \sim \mathsf{unif}(0,1)$$

且

$$h(y) = (b-a)g(a+(b-a)y)$$

因此, 對應的

#### 演算法:

(1) 生成仿隨機數

$$y_1, y_2, \ldots, y_n$$

(2) 以

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (b - a)g(a + (b - a)y_i) \approx \int_{a}^{b} g(x)dx$$

問 3. 如何求

$$\theta = \int_0^\infty g(x) dx$$

的估計值?

答 3. 經由變數變換

$$y = \frac{1}{x+1}$$

得

$$x = \frac{1}{y} - 1$$

且

$$dx = -\frac{1}{y^2}dy$$

以及

$$x = 0 \Rightarrow y = 1$$
$$x = \infty \Rightarrow y = 0$$

故,

$$\theta = \int_0^\infty g(x)dx$$

$$= \int_1^0 g\left(\frac{1}{y} - 1\right)(-1)\frac{1}{y^2}dy$$

$$= \int_0^1 \frac{g\left(\frac{1}{y} - 1\right)}{y^2}dy$$

$$= E[h(Y)]$$

其中

$$Y \sim \mathsf{unif}(\mathsf{0},\mathsf{1})$$

且

$$h(y) = \frac{g\left(\frac{1}{y} - 1\right)}{y^2}$$

因此, 對應的演算法如下.

### 演算法:

(1) 生成 n 個仿隨機數

$$y_1, y_2, \ldots, y_n$$

(2) 以

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{g\left(\frac{1}{y_i} - 1\right)}{y_i^2} \approx \int_0^\infty g(x) dx$$

問 4. 如何求 n 重積分

$$\theta = \int_0^1 \cdots \int_0^1 g(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

的近似值?

答 4. 令隨機變數

$$X_1,\ldots,X_n \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0},\mathsf{1})$$

則它們的 joint pdf (聯合機率密度函數)

$$f(x_1,...,x_n) = \begin{cases} 1, & \text{if } 0 \le x_i \le 1, i = 1,...,n \\ 0, & \text{if } 0 \end{cases}$$

且

$$E[g(X_1, \dots, X_n)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, \dots, x_n) \cdot f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

$$= \int_{0}^{1} \dots \int_{0}^{1} g(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

$$= \theta$$

註. 上述近似多重積分值的關鍵或重點乃在於

$$\theta = E[g(X_1, \dots, X_n)]$$

其中

$$X_1,\ldots,X_n \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0},\mathsf{1})$$

亦即, 欲求的 n 變量函數積分值可表成在  $(0,1)^n$  上均 匀分布的隨機向量  $(X_1,\ldots,X_n)$  的函數的期望值.

因此, 若隨機向量

$$X_1^1,\ldots,X_n^1 \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0},\mathsf{1})$$

$$X_1^2, \dots, X_n^2 \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{unif}(0, 1)$$

:

$$X_1^k, \dots, X_n^k \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0}, \mathsf{1})$$

爲 k 組相互獨立的隨機向量, 則對於  $1 \le i \le k$ ,

$$g(X_1^i,\ldots,X_n^i)\stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} g(X_1,\ldots,X_n)$$

且由 SLLN, 幾乎確定地, 當  $k \to \infty$  時,

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} g(X_1^i, \dots, X_n^i) \to E[g(X_1, \dots, X_n)] = \theta$$

故得如下對應的演算法.

#### 演算法:

(1) 生成 k 組 (每組 n 個) 仿隨機數

$$x_1^i, \dots, x_n^i, 1 \leq i \leq k$$

(2) 以

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} g(x_1^i, \dots, x_n^i)$$

$$\approx \theta = \int_0^1 \dots \int_0^1 g(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

例 2. 試估計  $\pi$ .

<解> 令隨機變數

$$X,Y\stackrel{\mathsf{iid}}{\sim}\mathsf{unif}[-1,1]$$

亦即, X 的 pdf

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \le x \le 1\\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

且Y的pdf

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \le y \le 1\\ 0, & \exists \Xi \end{cases}$$

則隨機向量 (X,Y) 的 joint pdf

$$f(x,y) = f(x)f(y)$$
  
=  $\begin{cases} \frac{1}{4}, & -1 \le x \le 1, -1 \le y \le 1 \\ 0, &$ 其它

亦即, 隨機向量 (X,Y) 在

$$\{(x,y): -1 \le x \le 1, -1 \le y \le 1\}$$

上均匀分布, 如圖示. 因此,

$$P(X^2 + Y^2 \le 1) = P((X, Y) \in C) \tag{1}$$

其中 C 爲單位圓碟, 如圖示.

接著根據一個在機率與統計課程中常用到的結果

$$P((X,Y) \in A) = \iint_A f(x,y)dA$$

亦即, 隨機向量 (X,Y) 落在區域 A 中的機率等於其 joint pdf 在 A 上的二重積分, 由 (1) 式得

$$P(X^{2} + Y^{2} \le 1) = \iint_{C} f(x, y) dA$$

$$= \iint_{C} \frac{1}{4} dA$$

$$= \frac{1}{4} \cdot (C \text{ 的面積})$$

$$= \frac{\pi}{4}$$

由此得

$$\pi = 4P(X^2 + Y^2 \le 1)$$

令

$$I(x,y) = \begin{cases} 1, & x^2 + y^2 \le 1 \\ 0, & \exists \text{ } \exists \end{cases}$$

則根據隨機變數的函數的期望值公式,

$$E[I(X,Y)] = 1 \cdot P[I(X,Y) = 1]$$

$$= P(X^{2} + Y^{2} \le 1)$$

$$= \frac{\pi}{4}$$
(2)

又根據上述註解中近似多重積分值的重點,需要設法將  $\frac{\pi}{4}$  表成  $E[h(U_1, U_2)]$ ,其中

$$U_1, U_2 \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0}, \mathsf{1})$$

且  $h(u_1, u_2)$  為某一適當的函數,如下述.首先,令

$$U_1 = \frac{1}{2}(X+1)$$

Ħ.

$$U_2 = \frac{1}{2}(Y+1)$$

則

$$U_1, U_2 \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0}, \mathsf{1})$$

此乃因爲根據變數變換

$$u_1 = \frac{1}{2}(x+1)$$
$$u_2 = \frac{1}{2}(y+1)$$

得

$$x = 2u_1 - 1$$
$$y = 2u_2 - 1$$

且  $U_1$  的 pdf

$$g(u_1) = f(x)\frac{dx}{du_1} = \frac{1}{2} \cdot 2 = 1, \ 0 \le u_1 \le 1$$

亦即,

$$U_1 \sim \mathsf{unif}(0,1)$$

同理,  $U_2$  的 pdf

$$g(u_2) = f(y)\frac{dy}{du_2} = \frac{1}{2} \cdot 2 = 1, \ 0 \le u_2 \le 1$$

亦即,

$$U_2 \sim \operatorname{unif}(0,1)$$

此外,因爲 X 與 Y 相互獨立,故  $U_1$  與  $U_2$  亦相互獨立.接著,根據上述  $U_1$  與  $U_2$  的定義以及 (2) 式,得

$$\frac{\pi}{4} = E[I(X,Y)]$$

$$= E[I(2U_1 - 1, 2U_2 - 1)]$$

$$= E[h(U_1, U_2)]$$

其中

$$U_1, U_2 \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{unif}(\mathsf{0}, \mathsf{1})$$

且

$$h(u_1, u_2)$$
=  $I(2u_1 - 1, 2u_2 - 1)$ 
=  $\begin{cases} 1, & (2u_1 - 1)^2 + (2u_2 - 1)^2 \le 1 \\ 0, & \text{#} \ \end{cases}$ 

最後,得對應的演算法如下.

## 演算法:

(1) 生成 k 組仿隨機數

$$(u_1^i, u_2^i), i = 1, \dots, k$$

(2) 以

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} h(u_1^i, u_2^i)$$

$$= \frac{1}{k} \cdot [滿足 (2u_1^i - 1)^2 + (2u_2^i - 1)^2 \le 1$$
的  $i$  的個數]
$$\approx \frac{\pi}{4}$$

練習題: 試以不同的 k 求  $\pi$  的近似值.