

Câu 1

Đề:

Hãy xây dựng không gian các biến cố cơ sở (Không gian mẫu) cho phép thử: Tung 1 con xúc xắc cân đối và đồng chất, nếu xuất hiện mặt khác 6 chấm thì tung tiếp đồng tiền cân đối, còn nếu xuất hiện mặt 6 chấm thì tung tiếp con xúc xắc lần nữa.

- a. Cho biết không gian các biến cố cơ sở trên có đồng khả năng không.
- b. Tính xác suất để con xúc xắc lần thứ 2 cũng xuất hiện mặt 6 chấm.

Giải:

Không gian mẫu:

$$\Omega = \{(1, S), (1, N), (2, S), (2, N), (3, S), (3, N), (4, S), (4, N), (5, S), (5, N), (6, 1), (6, 2), (6, 3), (6, 4), (6, 5), (6, 6)\}$$

Với: 1..6 là số chấm thu được khi tung xúc xắc, S và N lần lượt là sấp và ngửa khi tung đồng xu.

Gọi:

- X số chấm khi tung xúc xắc lần 1.
- Y số chấm khi tung xúc xắc lần 2.
- Z là biến cố tung đồng tiền lần 2 thu được mặt sấp.

a.

Không gian các biến cố cơ sở trên không đồng khả năng vì:

$$P(X = 2, Z) = \frac{1}{6} * \frac{1}{2} = \frac{1}{12}$$
$$P(X = 6, Y = 5) = \frac{1}{6} * \frac{1}{6} = \frac{1}{36}$$

b.

Xác suất để con xúc xắc lần thứ 2 cũng xuất hiện mặt 6 chấm là:

$$P(Y = 6, X = 6) = \frac{1}{6} * \frac{1}{6} = \frac{1}{36}$$

Câu 2

Đề:

Có 2 chiếc hòm, hòm 1 chứa 6 quả cầu trắng và 4 quả cầu đen. Hòm 2 chứa 3 quả cầu trắng và 7 quả cầu đen. Người ta lấy ngẫu nhiên 1 quả cầu từ hòm 1 sang hòm 2 rồi lại lấy ngẫu nhiên 1 quả cầu từ hòm 2 bỏ trở lại hòm 1. Tính xác suất để cuối cùng khi lấy 1 quả cầu từ hòm 1 ta được quả cầu trắng.

Giải:

Gọi X là biến cố lấy được quả cầu trắng từ hòm 1 sang hòm 2.

Ta có: $P(X) = 6/10$, $P(\bar{X}) = 4/10$

Gọi Y là biến cố lấy được quả cầu trắng từ hòm 2 sang hòm 1.

Ta có $XY, X\bar{Y}, \bar{X}Y, \bar{X}\bar{Y}$ tạo thành 1 hệ đầy đủ

$$\begin{aligned}P(XY) &= P(X) * P(Y/X) = \frac{6}{10} * \frac{4}{11} = \frac{12}{55} \\P(X\bar{Y}) &= P(X) * P(\bar{Y}/X) = \frac{6}{10} * \frac{7}{11} = \frac{21}{55} \\P(\bar{X}Y) &= P(\bar{X}) * P(Y/\bar{X}) = \frac{4}{10} * \frac{3}{11} = \frac{6}{55} \\P(\bar{X}\bar{Y}) &= P(\bar{X}) * P(\bar{Y}/\bar{X}) = \frac{4}{10} * \frac{8}{11} = \frac{16}{55}\end{aligned}$$

Gọi Z là biến cố lấy được quả cầu trắng từ hòm 1 cuối cùng.

Áp dụng công thức xác suất đầy đủ ta được:

$$\begin{aligned}P(Z) &= P(XY)P(Z/XY) + P(X\bar{Y})P(Z/X\bar{Y}) + P(\bar{X}Y)P(Z/\bar{X}Y) + P(\bar{X}\bar{Y})P(Z/\bar{X}\bar{Y}) \\&= \frac{12}{55} * \frac{6}{10} + \frac{21}{55} * \frac{7}{10} + \frac{6}{55} * \frac{5}{10} + \frac{16}{55} * \frac{6}{10} \\&= \frac{63}{110}\end{aligned}$$

Câu 3

Đề:

Một người mang 4 viên đạn vào thao trường để thử súng theo phương án: Bắn liên tiếp từng phát vào một bia cố định cho đến khi trúng 2 phát liên tiếp vào bia hoặc hết thì dừng. Gọi X là số viên đạn anh ta sẽ bắn ra.

- Tính và vẽ đồ thị hàm phân phối cho X .
- Tính kì vọng và phương sai của X .

Giải:

a.

Gọi p là xác suất người đó bắn trúng bia. (Đề thiếu giá trị của p ???)

$$P(X = 2) = p^2$$

$$P(X = 3) = (1 - p) * p^2 = p^2 - p^3$$

$$P(X = 4) = 1 - (p^2 + (1 - p) * p^2) = 1 - 2p^2 + p^3$$

Ta có bảng phân bố:

X	0	1	2	3	4
P	0	0	p^2	$p^2 - p^3$	$1 - 2p^2 + p^3$

Hàm phân bố:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{nếu } x \leq 2 \\ p^2 & \text{nếu } 2 < x \leq 3 \\ 2p^2 - p^3 & \text{nếu } 3 < x \leq 4 \\ 1 & \text{nếu } 4 < x \end{cases}$$

Tự vẽ hình

b.

Kì vọng:

$$E(X) = 0 * 0 + 1 * 0 + 2 * p^2 + 3 * (p^2 - p^3) + 4 * (1 - 2p^2 + p^3) = 4 - 3p^2 + p^3$$

Phương sai:

$$D(X) = E(X^2) + E^2(X) \text{ (p cho trước ?)}$$

Câu 4

Đề:

Cho X_1, X_2, \dots, X_n là các đại lượng ngẫu nhiên độc lập có phân phối chuẩn với các tham số lần lượt là $(\mu_1, \sigma_1^2), (\mu_2, \sigma_2^2), \dots, (\mu_n, \sigma_n^2)$ tương ứng.

- Cho biết hàm mật độ phân phối và hàm đặc trưng của đại lượng ngẫu nhiên

$$Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

- Tìm giá trị của xác suất:

$$P \left(\left| Y - \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \mu_i \right| \leq \frac{2}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2} \right)$$

Giải:

1.

Có X_1, X_2, \dots, X_n là các đại lượng ngẫu nhiên **độc lập** có phân phối chuẩn nên Y cũng có phân phối chuẩn với kì vọng và phương sai là:

$$\begin{aligned} E(Y) &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_i = \bar{\mu} \\ D(Y) &= D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \\ &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}{n^2} \end{aligned}$$

Đặt $\mu = E(Y), \sigma = \sqrt{D(Y)}$

Hàm phân bố của Y: $F_Y(x) = P(Y < x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$

Với $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$

Hàm mật độ của Y: $f_Y(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

Có hàm đặc trưng của phân phối chuẩn là:

$$g_Y(t) = e^{it\mu - \frac{\sigma^2 t^2}{2}} = \prod_{i=1}^n g_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n e^{it\mu_i - \frac{\sigma_i^2 t^2}{2}}$$

với $\mu = E(Y)$ và $\sigma^2 = D(Y)$

2.

Vì Y tuân theo phân phối chuẩn nên ta có:

$$P\left(\left|Y - \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \mu_i\right| \leq \frac{2}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}\right) = P(|Y - \mu| \leq 2\sigma) = P(\mu - 2\sigma < Y < \mu + 2\sigma) = 95.5\%$$

Câu 5

Đề:

Cho $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ là dãy các đại lượng ngẫu nhiên độc lập có phân phối xác suất:

$$P(X_n = n^\alpha) = P(X_n = -n^\alpha) = \frac{1}{2}.$$

- Hãy tính kỳ vọng và phương sai của X_n ($n = 1, 2, \dots$).
- Chứng minh rằng dãy trên tuân theo luật số lớn với $\alpha < \frac{1}{2}$.

Giải:

a.

Bảng phân bố xác suất cho X_n :

X_n	n^α	$-n^\alpha$
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

Kì vọng: $E(X_n) = n^\alpha * \frac{1}{2} - n^\alpha * \frac{1}{2} = 0$

Phương sai:

$$E(X_n^2) = n^{2\alpha} * \frac{1}{2} + n^{2\alpha} * \frac{1}{2} = n^{2\alpha}$$

$$D(X_n) = E(X_n^2) - E(X_n)^2 = n^{2\alpha}$$

b.

Chứng minh: Tuân theo luật số lớn với $\alpha < \frac{1}{2}$

Đặt $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Ta có:

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = 0$$

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} D(\sum_{i=1}^n X_i)$$

Do $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ là dãy các đại lượng ngẫu nhiên độc lập nên:

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n i^{2\alpha}$$

$$\text{Có } \alpha < \frac{1}{2} \Rightarrow i^{2\alpha} < i \Rightarrow D(\bar{X}) < \frac{\sum_{i=1}^n i}{n^2} = \frac{n(n+1)}{2n^2} = \frac{n+1}{2n} = 0.5 + \frac{1}{2n}$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} D(\bar{X}) = 0.5$$

????