

Bài tập điểm cộng ngày 17/4/2023

Môn: Phương pháp Toán cho AI

Họ và tên: Lê Nguyễn - MSSV: 21120511

Ngày 20 tháng 4 năm 2023

Mục lục

1 Câu 1	2
2 Câu 2	6

1 Câu 1

(a) Chứng minh $E[X]$ và $\text{Var}[X]$ của phân phối nhị thức

- Ta có: $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$.

- Ta có:

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{k=0}^n P(X = k)k \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} k \\ &= \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} k \\ &= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!((n-1)-(k-1))!} p^{k-1} (1-p)^{(n-k)} \\ &= np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} \\ &= np(p + (1-p))^{n-1} \\ &= np \end{aligned}$$

- Xét $E[X^2]$, ta có:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} k^2 \\ &= np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k} k \\ &= np \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} p^i (1-p)^{m-i} (i+1) \quad (\text{đặt } i = k-1 \text{ và } m = n-1). \\ &= np \left(\sum_{i=0}^m \binom{m}{i} p^i (1-p)^{m-i} i + \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} p^i (1-p)^{m-i} \right) \\ &= np(mp + 1) \\ &= np(np - p + 1) \\ &= (np)^2 - np^2 + np \end{aligned}$$

- Ta có:

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= E[X^2] - (E[X])^2 \\ &= E[X^2] - (np)^2 \\ &= (np)^2 - np^2 + np - (np)^2 \\ &= np(1 - p) \end{aligned}$$

(b) Chứng minh $E[X]$ và $\text{Var}[X]$ của phân phối hình học

-
- Ta có: $P(X = k) = (1 - p)^{k-1}p$.

- Ta có:

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_{k=0}^{\infty} P(X = k)k \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} (1 - p)^{k-1}kp \\
 &= p \sum_{k=1}^{\infty} (1 - p)^{k-1}k \\
 &= p \sum_{k=1}^{\infty} (-(1 - p)^k)' \\
 &= p \left(- \sum_{k=1}^{\infty} (1 - p)^k \right)' \\
 &= p \left(\frac{-1}{p} \right)' \\
 &= p \left(\frac{1}{p^2} \right) \\
 &= \frac{1}{p}
 \end{aligned}$$

- Xét $E[X^2]$, ta có:

$$\begin{aligned}
E[X^2] &= \sum_{k=0}^{\infty} P(X=k)k^2 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^{k-1}k^2p \\
&= p \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1}k^2 \\
&= p \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1}(k^2+k-k) \\
&= p \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1}((k+1)k-k) \\
&= p \left[\sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1}(k+1)k - \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1}k \right] \\
&= p \left[\sum_{k=1}^{\infty} \left((1-p)^{k+1} \right)'' - \frac{1}{p^2} \right] \\
&= p \left[\left((1-p) \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^k \right)'' - \frac{1}{p^2} \right] \\
&= p \left[\left(\frac{1-p}{p} \right)'' - \frac{1}{p^2} \right] \\
&= p \left(\frac{2}{p^3} - \frac{1}{p^2} \right) \\
&= \frac{2}{p^2} - \frac{1}{p}
\end{aligned}$$

- Ta có:

$$\begin{aligned}
\text{Var}[X] &= E[X^2] - (E[X])^2 \\
&= \frac{2}{p^2} - \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} \\
&= \frac{1}{p^2} - \frac{1}{p} \\
&= \frac{1-p}{p^2}
\end{aligned}$$

(c) **Chứng minh $E[X]$ và $\text{Var}[X]$ của phân phối Poisson**

- Ta có:

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

- Ta có:

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} \quad (\text{đặt } i = k-1) \\
 &= \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} \quad (\text{khai triển taylor của } e^x) \\
 &= \lambda
 \end{aligned}$$

- Xét $E[X^2]$, ta có:

$$\begin{aligned}
 E[X^2] &= \sum_{k=0}^{\infty} P(X = k) k^2 \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} k^2 \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} (i+1) \frac{\lambda^i}{i!} \quad (\text{đặt } i = k-1) \\
 &= \lambda e^{-\lambda} \left(\sum_{i=0}^{\infty} i \frac{\lambda^i}{i!} + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} \right) \\
 &= \lambda e^{-\lambda} (\lambda e^{\lambda} + e^{\lambda}) \\
 &= \lambda^2 + \lambda
 \end{aligned}$$

- Ta có:

$$\begin{aligned}
 \text{Var}[X^2] &= E[X^2] - (E[X])^2 \\
 &= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 \\
 &= \lambda
 \end{aligned}$$

2 Câu 2

- Ta có:

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y]$$

- (a) Ta có:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(aX + b, Y) &= E[(aX + b)Y] - E[aX + b]E[Y] \\ &= E[aXY + bY] - (aE[X] + b)E[Y] \\ &= aE[XY] + bE[Y] - aE[X]E[Y] - bE[Y] \\ &= a(E[XY] - E[X]E[Y]) \\ &= a\text{Cov}(X, Y)\end{aligned}$$

- (b) Ta có:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X + Y, Z) &= E[(X + Y)Z] - E[X + Y]E[Z] \\ &= E[XZ] + E[YZ] - E[X]E[Z] - E[Y]E[Z] \\ &= (E[XZ] - E[X]E[Z]) + (E[YZ] - E[Y]E[Z]) \\ &= \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(Y, Z)\end{aligned}$$

- (c) Ta có:

$$\begin{aligned}\text{Var}[X + Y] &= E[(X + Y)^2] - E[X + Y]^2 \\ &= E[X^2 + 2XY + Y^2] - (E[X]^2 + 2E[X]E[Y] + E[Y]^2) \\ &= (E[X^2] - E[X]^2) + (E[Y^2] - E[Y]^2) + 2(E[XY] - E[X]E[Y]) \\ &= \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2\text{Cov}(X, Y)\end{aligned}$$