Nome: Luís Felipe de Melo Costa Silva

Número USP: 9297961

Lista de Exercícios 2 - MAE0228

Exercício 2

a) Sabendo que $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$, pode-se fazer:

$$E(aX + b) = \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) \cdot f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} ax \cdot f(x) + b \cdot f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} ax \cdot f(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} b \cdot f(x) dx$$

$$= a \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx + b \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$$

$$= a \cdot E(X) + b$$

b) Usando a propriedade $Var(X) = E(X^2) - E^2(X)$ e o resultado do item **a**:

$$Var(aX + b) = E[(aX + b)^{2}] - E^{2}(aX + b)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} (a^{2}x^{2} + 2abx + b^{2}) \cdot f(x)dx - [(\int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) \cdot f(x)dx) \cdot (\int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) \cdot f(x)dx)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} a^{2}x^{2} \cdot f(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} 2abx \cdot f(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} b^{2} \cdot f(x)dx - (a \cdot E(X) + b)^{2}$$

$$= a^{2} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} \cdot f(x)dx + 2ab \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x)dx + b^{2} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx - (a \cdot E(X) + b)^{2}$$

$$= a^{2} \cdot E(X^{2}) + 2ab \cdot E(X) + b^{2} - a^{2} \cdot E^{2}(X) - 2ab \cdot E(X) - b^{2}$$

$$= a^{2} \cdot [E(X^{2}) - E^{2}(X)] = a^{2} \cdot Var(X)$$

Exercício 3

Do enunciado temos que $\lambda = 0.5$ defeito por quilômetro.

a) Para um rolo de 3000 m (3 km), esperamos que existam 1.5 defeitos. Portanto, $\lambda = \frac{3}{2}$. A probabilidade de algum defeito é a probabilidade do número de defeitos ser maior do que zero.

$$P(X > 0) = 1 - P(X = 0) = 1 - \frac{e^{-1.5} \cdot 1.5^0}{0!} \approx 1 - 0.2231 = 0.7769$$

b) Analogamente ao item anterior, em um rolo de 6 km esperamos 3 defeitos. Portanto, $\lambda = 3$. Queremos a probabilidade de mais de um defeito:

$$P(X > 1) = 1 - P(X \le 1) = 1 - P(X = 1) - P(X = 0) =$$

$$= 1 - \frac{e^{-3} \cdot 3^{1}}{1!} - \frac{e^{-3} \cdot 3^{0}}{0!} \approx 1 - 0.1493 - 0.0497 = 0.0801$$

Exercício 6

Pelo enunciado, é possível inferir que X é uma variável aleatória que segue o modelo de distribuição Geométrico (por definição, é o caso especial da Bernoulli com um sucesso). Portanto,

$$P(X = k) = (1 - p)^{k-1} \cdot p$$

Vamos calcular E(X).

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(X = k) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X > k) = \sum_{k=1}^{\infty} P(x \ge k)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} P(X = k) + \sum_{k=2}^{\infty} P(X = k) + \sum_{k=3}^{\infty} P(X = k) + \dots$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} (1 - p)^{k-1} \cdot p + \sum_{k=2}^{\infty} (1 - p)^{k-1} \cdot p + \sum_{k=3}^{\infty} (1 - p)^{k-1} \cdot p + \dots$$

$$= p \cdot \left[\sum_{k=1}^{\infty} (1 - p)^{k-1} + \sum_{k=2}^{\infty} (1 - p)^{k-1} + \sum_{k=3}^{\infty} (1 - p)^{k-1} + \dots \right]$$

$$= p \cdot \left[\frac{1}{1 - (1 - p)} + \frac{1 - p}{1 - (1 - p)} + \frac{(1 - p)^2}{1 - (1 - p)} + \dots \right]$$

$$= p \cdot \left[\frac{1}{p} + \frac{1 - p}{p} + \frac{(1 - p)^2}{p} + \dots \right]$$

$$= 1 + (1 - p) + (1 - p)^2 + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - p)^i = \frac{1}{1 - (1 - p)} = \frac{1}{p}$$

Exercício 8

 $E(\frac{1}{X+1})$ será calculada usando a definição de esperança para variáveis aleatórias discretas, como é no caso da Poisson. Logo:

$$\begin{split} E(\frac{1}{X+1}) &= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{1}{x+1} \cdot P(X=x) \\ &= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{1}{x+1} \cdot \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{x!} \\ &= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{(x+1)!} \\ &= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{1}{\lambda} \cdot \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^{x+1}}{(x+1)!} = \frac{1}{\lambda} \cdot \sum_{x=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^{x+1}}{(x+1)!} \\ &= \frac{1}{\lambda} \cdot \sum_{y=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^y}{y!} \text{ , onde} \\ &= \frac{1}{\lambda} \cdot [1 - P(Y=0)] \text{ , onde } Y \sim \text{Poisson}(\lambda) \\ &= \frac{1}{\lambda} \cdot (1 - e^{-\lambda}) = \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda} \end{split}$$