

## Lista de Exercícios 2 - MAE0228

### Exercício 2

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

$$\begin{aligned} E(aX + b) &= \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) \cdot f(x)dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} ax \cdot f(x) + b \cdot f(x)dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} ax \cdot f(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} b \cdot f(x)dx \\ &= a \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x)dx + b \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx \\ &= a \cdot E(X) + b \end{aligned}$$

□

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

$$\begin{aligned} Var(aX + b) &= E[(aX + b)^2] - E^2(aX + b) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} (a^2x^2 + 2abx + b^2) \cdot f(x)dx - \left[ \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) \cdot f(x)dx \right]^2 \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} a^2x^2 \cdot f(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} 2abx \cdot f(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} b^2 \cdot f(x)dx - [a \cdot E(X) + b]^2 \\ &= a^2 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x)dx + 2ab \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x)dx + b^2 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx - [a \cdot E(X) + b]^2 \\ &= a^2 \cdot E(X^2) + 2ab \cdot E(X) + b^2 - a^2 \cdot E^2(X) - 2ab \cdot E(X) - b^2 \\ &= a^2 \cdot [E(X^2) - E^2(X)] = a^2 \cdot Var(X) \end{aligned}$$

□

### 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,  $\lambda = 1.5$ . A probabilidade de algum defeito é a probabilidade do número de defeitos ser maior do que zero.

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

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:

$$\begin{aligned} P(X > 1) &= 1 - P(X \leq 1) = 1 - P(X = 1) - P(X = 0) = \\ &= 1 - \frac{e^{-3} \cdot 3^1}{1!} - \frac{e^{-3} \cdot 3^0}{0!} \cong 1 - 0.1493 - 0.0497 = 0.801 \end{aligned}$$

## Exercício 6

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

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

Vamos calcular  $E(X)$ .

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

## 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:

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