

# DEST

## Inferência Estatística Lista 2

### Lista de Exercícios 2 - Resolução

**Nome:** Miqueias T.

**Data:** 23 de agosto de 2025

## Questão 1

Num certo bairro da cidade de São Paulo, as companhias de seguro estabeleceram o seguinte modelo para número de veículos furtados por semana: Encontre a esperança e variância desta variável aleatória.

**Solução:** A esperança  $E[F]$  e a variância  $Var(F)$  são calculadas da seguinte forma para uma variável aleatória discreta:

- $E[F] = \sum_i f_i \cdot p_i$
- $Var(F) = E[F^2] - (E[F])^2$ , onde  $E[F^2] = \sum_i f_i^2 \cdot p_i$

Calculando  $E[F]$ :

$$E[F] = (0 \cdot \frac{1}{4}) + (1 \cdot \frac{1}{2}) + (2 \cdot \frac{1}{8}) + (3 \cdot \frac{1}{16}) + (4 \cdot \frac{1}{16})$$

$$E[F] = 0 + \frac{1}{2} + \frac{2}{8} + \frac{3}{16} + \frac{4}{16} = \frac{8}{16} + \frac{4}{16} + \frac{3}{16} + \frac{4}{16} = \frac{19}{16} = 1.1875$$

Calculando  $E[F^2]$ :

$$E[F^2] = (0^2 \cdot \frac{1}{4}) + (1^2 \cdot \frac{1}{2}) + (2^2 \cdot \frac{1}{8}) + (3^2 \cdot \frac{1}{16}) + (4^2 \cdot \frac{1}{16})$$

$$E[F^2] = 0 + \frac{1}{2} + \frac{4}{8} + \frac{9}{16} + \frac{16}{16} = \frac{8}{16} + \frac{8}{16} + \frac{9}{16} + \frac{16}{16} = \frac{41}{16} = 2.5625$$

Calculando  $Var(F)$ :

$$Var(F) = \frac{41}{16} - \left(\frac{19}{16}\right)^2 = \frac{41}{16} - \frac{361}{256} = \frac{41 \cdot 16 - 361}{256} = \frac{656 - 361}{256} = \frac{295}{256} \approx 1.1523$$

## Questão 2

Verifique se as expressões a seguir são funções densidade de probabilidade (f.d.p.).

**Solução:** Para ser uma f.d.p., uma função  $f(y)$  deve satisfazer duas condições: 1.  $f(y) \geq 0$  para todo  $y$  no suporte. 2.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(y) dy = 1$ .

a)  $f(y) = 3y$ , se  $0 \leq y \leq 1$ . A condição 1 é satisfeita. Para a condição 2:

$$\int_0^1 3y dy = \left[ \frac{3y^2}{2} \right]_0^1 = \frac{3}{2} \neq 1$$

**Não é uma f.d.p.**

b)  $f(y) = y^2/2$  se  $y \geq 0$ . A condição 1 é satisfeita. Para a condição 2:

$$\int_0^{\infty} \frac{y^2}{2} dy = \left[ \frac{y^3}{6} \right]_0^{\infty} = \infty$$

A integral diverge. **Não é uma f.d.p.**

c)  $f(y) = (y - 3)/2$  se  $3 \leq y \leq 5$ . A condição 1 ( $f(y) \geq 0$ ) é satisfeita no intervalo. Para a condição 2:

$$\int_3^5 \frac{y-3}{2} dy = \frac{1}{2} \left[ \frac{y^2}{2} - 3y \right]_3^5 = \frac{1}{2} \left[ \left( \frac{25}{2} - 15 \right) - \left( \frac{9}{2} - 9 \right) \right] = \frac{1}{2} \left[ -\frac{5}{2} - \left( -\frac{9}{2} \right) \right] = \frac{1}{2} \left[ \frac{4}{2} \right] = 1$$

**É uma f.d.p.**

e)  $f(y)$  definida em partes. Assumindo que a segunda parte seja  $f(y) = (2 - y)/4$  (uma correção comum para este tipo de problema, pois  $2y/4$  não integraria 1):

$$f(y) = \begin{cases} (2 + y)/4 & \text{se } -2 \leq y \leq 0 \\ (2 - y)/4 & \text{se } 0 < y < 2 \end{cases}$$

A condição 1 é satisfeita. Para a condição 2:

$$\begin{aligned} \int_{-2}^0 \frac{2+y}{4} dy + \int_0^2 \frac{2-y}{4} dy &= \frac{1}{4} \left[ 2y + \frac{y^2}{2} \right]_{-2}^0 + \frac{1}{4} \left[ 2y - \frac{y^2}{2} \right]_0^2 \\ &= \frac{1}{4} [0 - (-4 + 2)] + \frac{1}{4} [(4 - 2) - 0] = \frac{1}{4} [2] + \frac{1}{4} [2] = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 1 \end{aligned}$$

**É uma f.d.p. (com a correção assumida).**

## Questão 3

Uma v.a. tem f.d.p.  $f(y; \theta) = 2y/\theta^2$ , se  $0 \leq y \leq \theta$ . Calcule  $E(Y)$  e  $Var(Y)$ . (Nota: O suporte no PDF foi assumido como  $0 \leq y \leq \theta$  para consistência).

**Solução:** Calculando  $E[Y]$ :

$$E[Y] = \int_0^{\theta} y \cdot f(y) dy = \int_0^{\theta} y \cdot \frac{2y}{\theta^2} dy = \frac{2}{\theta^2} \int_0^{\theta} y^2 dy = \frac{2}{\theta^2} \left[ \frac{y^3}{3} \right]_0^{\theta} = \frac{2}{\theta^2} \frac{\theta^3}{3} = \frac{2\theta}{3}$$

Calculando  $E[Y^2]$ :

$$E[Y^2] = \int_0^\theta y^2 \cdot f(y) dy = \int_0^\theta y^2 \cdot \frac{2y}{\theta^2} dy = \frac{2}{\theta^2} \int_0^\theta y^3 dy = \frac{2}{\theta^2} \left[ \frac{y^4}{4} \right]_0^\theta = \frac{2}{\theta^2} \frac{\theta^4}{4} = \frac{\theta^2}{2}$$

Calculando  $Var(Y)$ :

$$Var(Y) = E[Y^2] - (E[Y])^2 = \frac{\theta^2}{2} - \left( \frac{2\theta}{3} \right)^2 = \frac{\theta^2}{2} - \frac{4\theta^2}{9} = \frac{9\theta^2 - 8\theta^2}{18} = \frac{\theta^2}{18}$$

## Questão 4

Uma v.a. discreta tem f.p.  $p(y; \theta) = (1-\theta)\theta^{y-1}$ :  $y = 1, 2, \dots$ . Calcule  $E(Y)$  e  $E(Y(Y-1))$  e então calcule  $Var(Y)$ .

**Solução:** Esta é uma distribuição Geométrica com probabilidade de sucesso  $p = 1-\theta$ . Sabemos que para uma Geométrica,  $E[Y] = 1/p$  e  $Var(Y) = (1-p)/p^2$ .

$$E[Y] = \frac{1}{1-\theta}$$

Para calcular  $E[Y(Y-1)]$ , usamos a série geométrica e suas derivadas. Seja  $S = \sum_{y=1}^{\infty} \theta^y = \frac{\theta}{1-\theta}$ . A primeira derivada em relação a  $\theta$  nos dá  $E[Y]$  (a menos de uma constante), e a segunda nos dá  $E[Y(Y-1)]$ .

$$\sum_{y=1}^{\infty} y(y-1)\theta^{y-2} = \frac{d^2}{d\theta^2} \left( \sum_{y=0}^{\infty} \theta^y \right) = \frac{d^2}{d\theta^2} \left( \frac{1}{1-\theta} \right) = \frac{2}{(1-\theta)^3}$$

Multiplicando por  $\theta^2(1-\theta)$ :

$$E[Y(Y-1)] = \sum_{y=1}^{\infty} y(y-1)(1-\theta)\theta^{y-1} = \theta(1-\theta) \sum_{y=1}^{\infty} y(y-1)\theta^{y-2} = \theta(1-\theta) \frac{2}{(1-\theta)^3} = \frac{2\theta}{(1-\theta)^2}$$

Calculando  $Var(Y)$ :

$$\begin{aligned} Var(Y) &= E[Y^2] - (E[Y])^2 \\ &= (E[Y(Y-1)] + E[Y]) - (E[Y])^2 \\ &= \frac{2\theta^2}{(1-\theta)^2} + \frac{1}{1-\theta} - \left( \frac{1}{1-\theta} \right)^2 \\ &= \frac{2\theta^2 + (1-\theta) - 1}{(1-\theta)^2} = \frac{2\theta^2 - \theta}{1-\theta^2} \quad (\text{Nota: Há um erro no cálculo. O correto é:}) \\ &= \frac{2\theta^2}{(1-\theta)^2} + \frac{1(1-\theta)}{(1-\theta)^2} - \frac{1}{(1-\theta)^2} = \frac{2\theta^2 + 1 - \theta - 1}{(1-\theta)^2} = \frac{2\theta^2 - \theta}{(1-\theta)^2} \quad (\text{Ainda errado.}) \end{aligned}$$

O cálculo correto é  $E[Y(Y-1)] = \frac{2\theta}{(1-\theta)^2}$ . Então:

$$Var(Y) = \frac{2\theta}{(1-\theta)^2} + \frac{1}{1-\theta} - \frac{1}{(1-\theta)^2} = \frac{2\theta + (1-\theta) - 1}{(1-\theta)^2} = \frac{\theta}{(1-\theta)^2}$$

## Questão 5

Encontre a média e a variância das seguintes distribuições.

- a)  $P(Y = y) = \frac{3!}{y!(3-y)!} (1/2)^3$ , para  $y = 0, 1, 2, 3$ . Esta é uma distribuição Binomial com  $n = 3$  e  $p = 1/2$ .

$$E[Y] = np = 3 \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{2}$$

$$Var(Y) = np(1-p) = 3 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{4}$$

- b)**  $f(y) = 6y(1 - y)$  se  $0 < y < 1$ . Esta é uma distribuição Beta com parâmetros  $\alpha = 2$  e  $\beta = 2$ .

$$E[Y] = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} = \frac{2}{2 + 2} = \frac{1}{2}$$

$$Var(Y) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)} = \frac{2 \cdot 2}{(4)^2 \cdot 5} = \frac{4}{16 \cdot 5} = \frac{1}{20}$$

- c)**  $f(y) = 2/y^3$ , se  $1 < y < \infty$ .

$$E[Y] = \int_1^\infty y \cdot \frac{2}{y^3} dy = \int_1^\infty \frac{2}{y^2} dy = \left[ -\frac{2}{y} \right]_1^\infty = 0 - (-2) = 2$$

$$E[Y^2] = \int_1^\infty y^2 \cdot \frac{2}{y^3} dy = \int_1^\infty \frac{2}{y} dy = [2 \ln(y)]_1^\infty = \infty$$

Como  $E[Y^2]$  diverge, **a variância não existe**.

## Questão 8

Calcule a correlação entre  $X$  e  $Y$ .

**Solução:** A correlação é  $\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$ . A partir da tabela, as distribuições marginais são  $P(X = x) = 1/3$  para  $x \in \{0, 1, 2\}$  e  $P(Y = y) = 1/3$  para  $y \in \{0, 1, 2\}$ .

- $E[X] = 0(\frac{1}{3}) + 1(\frac{1}{3}) + 2(\frac{1}{3}) = 1$ .
- $E[Y] = 0(\frac{1}{3}) + 1(\frac{1}{3}) + 2(\frac{1}{3}) = 1$ .
- $E[X^2] = 0^2(\frac{1}{3}) + 1^2(\frac{1}{3}) + 2^2(\frac{1}{3}) = \frac{5}{3}$ .
- $Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{5}{3} - 1^2 = \frac{2}{3}$ .
- Por simetria,  $Var(Y) = 2/3$ .
- $E[XY] = \sum \sum xy \cdot p(x, y) = (0)(0)(\frac{1}{3}) + (1)(1)(\frac{1}{3}) + (2)(2)(\frac{1}{3}) = \frac{1}{3} + \frac{4}{3} = \frac{5}{3}$ .
- $Cov(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{5}{3} - (1)(1) = \frac{2}{3}$ .

$$\rho(X, Y) = \frac{2/3}{\sqrt{2/3}\sqrt{2/3}} = \frac{2/3}{2/3} = 1$$

A correlação é 1, indicando uma relação linear positiva perfeita.

## Questão 10

Mostre que as variáveis aleatórias  $X_1$  e  $X_2$  com f.d.p. conjunta  $f(x_1, x_2) = 12x_1x_2(1 - x_2)$  para  $0 < x_1 < 1, 0 < x_2 < 1$  são independentes.

**Solução:** Para serem independentes, a f.d.p. conjunta deve ser igual ao produto das f.d.p. marginais, i.e.,  $f(x_1, x_2) = f(x_1)f(x_2)$ .

Calculando a marginal de  $X_1$ :

$$\begin{aligned} f(x_1) &= \int_0^1 12x_1x_2(1 - x_2) dx_2 \\ &= 12x_1 \int_0^1 (x_2 - x_2^2) dx_2 \\ &= 12x_1 \left[ \frac{x_2^2}{2} - \frac{x_2^3}{3} \right]_0^1 \\ &= 12x_1 \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) = 12x_1 \left( \frac{1}{6} \right) = 2x_1 \end{aligned}$$

para  $0 < x_1 < 1$ .

Calculando a marginal de  $X_2$ :

$$\begin{aligned} f(x_2) &= \int_0^1 12x_1x_2(1 - x_2) dx_1 \\ &= 12x_2(1 - x_2) \int_0^1 x_1 dx_1 \\ &= 12x_2(1 - x_2) \left[ \frac{x_1^2}{2} \right]_0^1 \\ &= 12x_2(1 - x_2) \left( \frac{1}{2} \right) = 6x_2(1 - x_2) \end{aligned}$$

para  $0 < x_2 < 1$ .

Verificando o produto das marginais:

$$f(x_1)f(x_2) = (2x_1) \cdot (6x_2(1 - x_2)) = 12x_1x_2(1 - x_2)$$

Como  $f(x_1)f(x_2) = f(x_1, x_2)$ , as variáveis aleatórias **são independentes**.