

**Lista 2. Distribuição Condicional Caso Contínuo. (sexta 18/09/2020)**

**Exercício 1.** O tempo de vida  $X$  de uma lâmpada tem a distribuição exponencial com a taxa  $\lambda$  (assim, a média é  $1/\lambda$ ). A taxa, ou a média, depende de processo de produção, que a população inteira pode ser caracterizada pela distribuição uniforme  $U[0, 1]$ ,  $\lambda \sim U[0, 1]$ .

1. Descreve a densidade conjunta de tempo de vida  $X$  (da lâmpada) e taxa  $\lambda$ .
2. Achar a distribuição de  $X$ .

**Solução:**

1. Descreve a densidade conjunta de tempo de vida  $X$  (da lâmpada) e taxa  $\lambda$ .

A densidade condicional do tempo de vida dado a taxa é conhecido:  $f_{X|\lambda}(t | \lambda) = \lambda e^{-\lambda t}$ ,  $t > 0$  e 0 caso contrário. Seja  $g(\lambda)$  densidade de distribuição (marginal) da taxa, logo

$$f(t, \lambda) = f_{X|\lambda}(t | \lambda) \cdot g(\lambda) = \lambda e^{-\lambda t} \cdot \mathbb{I}_{\lambda \in (0,1)}, \quad t > 0.$$

2. Achar a distribuição de  $X$ .

Acharemos a distribuição cumulativa  $F_X$ . Lembrando que  $\mathbb{P}(X \leq t | \lambda) = 1 - e^{-\lambda t}$ , logo

$$\begin{aligned} F_X(t) &= \int_0^1 \mathbb{P}(X \leq t | \lambda) g(\lambda) d\lambda = \int_0^1 (1 - e^{-\lambda t}) d\lambda \\ &= 1 - \int_0^1 e^{-\lambda t} d\lambda = 1 - \int_0^1 d\left(-\frac{e^{-\lambda t}}{t}\right) = 1 - \frac{1 - e^{-t}}{t}, \quad t > 0 \\ f_X(t) &= (F_X(t))' = \frac{1}{t^2} - e^{-t} \left(\frac{1}{t} + \frac{1}{t^2}\right), \quad t > 0. \end{aligned}$$

ou simplesmente

$$f_X(t) = \int_0^1 f(t, \lambda) d\lambda = \int_0^1 \lambda e^{-\lambda t} d\lambda = \frac{1}{t^2} - e^{-t} \left(\frac{1}{t} + \frac{1}{t^2}\right), \quad t > 0.$$

□

**Exercício 2.** Distribuição conjunta de duas v.a.  $X, Y$  é dada pela seguinte densidade

$$f(x, y) = \frac{n2a^2x^{n-1}}{y^{n+3}}, \quad x \in [0, y], \quad y > a,$$

em que  $a > 0, n \in \mathbb{N}$  são parâmetros fixos da distribuição. Achar a distribuição condicional de  $X$  dado  $Y = y$ , e  $\mathbb{E}(X | Y = y)$ , e consequentemente, achar a média de  $X$  usando a fórmula iterativa da esperança.

**Solução:** Achamos a densidade condicional, para isso, primeiro, a densidade marginal do  $Y$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^y \frac{n2a^2x^{n-1}}{y^{n+3}} dx = \frac{2a^2}{y^{n+3}} (x^n|_0^y) = \frac{2a^2}{y^{n+3}} y^n = \frac{2a^2}{y^3} \\ f_{X|Y}(x | y) &= \frac{\frac{n2a^2x^{n-1}}{y^{n+3}}}{\frac{2a^2}{y^3}} = \frac{nx^{n-1}}{y^n}, \quad x \in (0, y), \quad y > a \\ F(x) &= \frac{1}{y^n} \int_0^x ns^{n-1} ds = \frac{x^n}{y^n}, \end{aligned}$$

ou

$$F(x) = \begin{cases} 1, & \text{se } x \geq y; \\ \frac{x^n}{y^n}, & \text{se } 0 \leq x \geq y; \\ 0, & \text{se } x < y; \end{cases}$$

e logo

$$\mathbb{E}(X | Y = y) = \int_0^y x \frac{nx^{n-1}}{y^n} dx = \frac{n}{y^n} \left( \frac{x^{n+1}}{n+1} \Big|_0^y \right) = \frac{ny}{n+1}, \quad y > a.$$

Achamos a esperança pela formula iterativa

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X | Y = y)) = \int_a^\infty \frac{ny}{n+1} \frac{2a^2}{y^3} dy = \frac{2an}{n+1}.$$

□

**Exercício 3.**  $(X, Y)$  coordenadas de um ponto uniformemente distribuído em retângulo  $Q$

$$Q = \{(x, y) : |x| \leq 1, |y| \leq 3\}.$$

1. Achar a densidade condicional de  $X$  dado  $Y = y$ .
2.  $X$  e  $Y$  são independentes?
3. Achar a densidade de  $Z = X + Y$ .

**Solução:** Observações elementares mostram que as variáveis são independentes, e densidade de soma de variáveis calcula-se pelas simples fórmulas obtendo a seguinte densidade:

$$f(t) = \begin{cases} \frac{t+4}{12}, & \text{se } t \in (-4, -2); \\ \frac{1}{6}, & \text{se } t \in (-2, 2); \\ \frac{t-4}{12}, & \text{se } t \in (2, 4); \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

□

**Exercício 4.**  $X|p \sim \text{Geom}(p)$ , i.e.  $\mathbb{P}(X = k) = (1-p)^{k-1}p$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Supomos que  $p \sim U[0, 1]$ . Achar a distribuição de  $X$ .

**Solução:** Para  $k = 1, 2, \dots$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X = k) &= \int_0^1 \mathbb{P}(X = k | p) dp = \int_0^1 (1-p)^{k-1} p dp = \int_0^1 pd \left( -\frac{(1-p)^k}{k} \right) \\ &= \int_0^1 \frac{(1-p)^k}{k} dp = \left( \frac{(1-p)^{k+1}}{k(k+1)} \Big|_0^1 \right) = \frac{1}{k(k+1)} \end{aligned}$$

□

## Referências

- [1] S.M.Ross *Introduction to probability models*. Ninth Edition, Elsevier, 2007.