

Exercícios Inferência Matemática

Barry R. James - Probabilidade: um curso em nível intermediário
Capítulo 2 e Capítulo 3

Sumário

1	Páginas 88 -	2
1.1	Questão 17	2
1.2	Questão 18	2
1.3	Questão 19	2
1.4	Questão 20	2
1.5	Questão 21	3
1.6	Questão 22	3
1.7	Questão 23	3
1.8	Questão 24	4
1.9	Questão 25	4
1.10	Questão 26	5
1.11	Questão 27	6
1.12	Questão 28	6
1.13	Questão 29	7
1.14	Questão 30	7
1.15	Questão 32	8
1.16	Questão 33	8
1.17	Questão 34	9
1.18	Questão 35	9
1.19	Questão 36	10

Capítulo 1

Páginas 88 -

1.1 Questão 17

a)

$$P(0 < X \leq 1, 0 < Y \leq 1) = F(1, 1) - F(1, 0) - F(0, 1) + F(0, 0) \\ 1 - e^{-2} - (1 - e^{-1}) - (1 - e^{-1}) + 1 = -2e^{-1} - e^{-1} \neq 0$$

Logo, a função não é função de distribuição de um vetor aleatório

- b) Para demonstrar temos que avaliar que a função é não decrescente, absolutamente contínua, tem valor 0 quando x e y tendem a $-\infty$ e valor 1 quando x e y tendem a ∞ e provar que o retângulo gerado pela distribuição em \mathbb{R}^2 tem área maior ou igual a 0.

1.2 Questão 18

a) $P(X = x, Y = y) = \begin{cases} 0, & x = y \\ \frac{1}{6}, & x \neq y \end{cases}, \quad x, y = 1, 2, 3$

b) $P(X < Y) = \frac{1}{2}$

1.3 Questão 19

1.4 Questão 20

a) $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -1 \leq x, y \leq 1 \\ 0, & c.c \end{cases}$

- b) $P(X > Y)$ Corresponde á metade inferior da área do círculo a partir da reta $x=y$, portanto, a probabilidade equivale a $\frac{1}{2}$. O mesmo é válido para $P(X < Y)$, que correndo a metade superior.

O caso onde $P(X=Y)$ é uma reta e portanto não determina uma região a ser calculada, resultado em probabilidade 0

1.5 Questão 21

O problema trata do produto de duas variáveis uniformes contínuas, então:

a)

$$f_{(X,Y)}(x,y) = \begin{cases} 1, & x, y \in [0, 1] \\ 0, & \text{c.c} \end{cases}$$

b)

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{Y}{X} - 1\right| \leq \frac{1}{2}\right) &= P\left(\frac{1}{2}X \leq Y \leq \frac{3}{2}X\right) \\ &= \int_0^{\frac{2}{3}} \int_{\frac{x}{2}}^{\frac{3x}{2}} 1 dy dx + \int_{\frac{2}{3}}^1 \int_{\frac{x}{2}}^1 1 dy dx \\ &= \int_0^{\frac{2}{3}} x dx + \int_{\frac{2}{3}}^1 \left(1 - \frac{x}{2}\right) dx = \frac{5}{12} \end{aligned}$$

c)

$$P\left(Y \geq X \mid Y \geq \frac{1}{2}\right) = P\left(\frac{P(Y \geq X, Y \geq \frac{1}{2})}{P(Y \geq \frac{1}{2})}\right) = \frac{\int_{\frac{1}{2}}^1 \int_0^y 1 dx dy}{\frac{1}{2}} = \frac{\int_{\frac{1}{2}}^1 y dy}{\frac{1}{2}} = \frac{3}{4}$$

1.6 Questão 22

1.7 Questão 23

Por definição, o conjunto de 3 variáveis aleatórias é dito independente se:

- $P(X_i = x_i, X_j = x_j) = P(X_i = x_i)P(X_j = x_j), \forall i \neq j \quad i, j = 1, 2, 3$
- $P(X_i = x_i, X_j = x_j, X_k = x_k) = P(X_i = x_i)P(X_j = x_j)P(X_k = x_k), \forall i \neq j \neq k \quad i, j = 1, 2, 3$

Sendo assim, independência 2 a 2 não garante que as variáveis aleatórias são independentes.

1.8 Questão 24

$$F_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}), & x, y > 0 \\ 0, & \text{c.c} \end{cases}$$

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} e^{-x}e^{-y}, & x, y > 0 \\ 0, & \text{c.c} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \int_0^{\infty} e^{-x}e^{-y}dy = e^{-x} \therefore X \sim \text{Exp}(1)$$

$$f_Y(y) = \int_0^{\infty} e^{-x}e^{-y}dx = e^{-y} \therefore Y \sim \text{Exp}(1)$$

X e Y são independentes pois o produto das marginais é igual a conjunta.

1.9 Questão 25

$$P(X = x, Y = y) = \begin{cases} 0, & x = y \\ \frac{1}{6}, & x \neq y \end{cases}, \quad x, y = 1, 2, 3$$

$$P(X = x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & x = 1, 2, 3 \\ 0, & \text{c.c} \end{cases}$$

$$P(Y = y) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & y = 1, 2, 3 \\ 0, & \text{c.c} \end{cases}$$

É fácil ver que o produto as marginais não vai ser igual a distribuição conjunta.

1.10 Questão 26

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ um vetor aleatório com f.d.a $F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n)$
Então:

$$\begin{aligned} & \lim_{x_k \rightarrow \infty} F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_{k-1}, x_k, x_{k+1}, \dots, x_n) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(X_1^{-1}\left((-\infty, x_1]\right), \dots, \underbrace{X_k^{-1}\left((-\infty, x_k]\right)}_{\Omega}, \dots, X_n^{-1}\left((-\infty, x_n]\right)\right) \\ &= \underbrace{F_{X_1, \dots, X_{k-1}, X_{k+1}, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x_n)}_{\text{Distribuição marginal de ordem n-1}} \end{aligned}$$

Em particular,

$$\begin{aligned} \mathbf{X} &= (X, Y) \\ F_{X,Y}(x, y) &= \underbrace{P(X \leq x, Y \leq y)}_{\text{f.d.a conjunta de X e Y}} \\ &\Rightarrow \lim_{x \rightarrow \infty} F_{X,Y}(x, y) = F_Y(y) \\ &\Rightarrow \lim_{y \rightarrow \infty} F_{X,Y}(x, y) = F_X(x) \end{aligned}$$

São distribuições marginais de Y e X respectivamente.

Tendo em vista que

$$f_X(x) = \frac{\partial F_X(x)}{\partial x}$$

A proposição está provada, pois:

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} F_{X,Y}(x, y) = F_Y(y) &\Rightarrow \frac{\partial F_Y(y)}{\partial x} = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dx \\ \lim_{y \rightarrow \infty} F_{X,Y}(x, y) = F_X(x) &\Rightarrow \frac{\partial F_X(x)}{\partial x} = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dy \end{aligned}$$

1.11 Questão 27

$$Xt^2 + Yt + Z = 0$$

$$\Delta = Y^2 - 4XZ \geq 0$$

$$P(\Delta \geq 0) = P(Y^2 - 4XZ \geq 0)$$

$$P(Y^2 \geq 4XZ) = P(XZ \leq \frac{Y^2}{4})$$

Utilizando a lei da probabilidade total

$$P(XZ \leq \frac{Y^2}{4}) = P(X \leq K, Z \leq \frac{Y^2}{4K})$$

Como X,Y,Z são independentes, temos:

$$P(X \leq K, Z \leq \frac{Y^2}{4K}) = P(X \leq K)P(Z \leq \frac{Y^2}{4K})$$

$$= K \int_0^{\frac{y^2}{4K}} dz = \int_0^y K \frac{y^2}{4K} dy = \frac{1}{12}$$

1.12 Questão 28

1.13 Questão 29

$$P(X = c, X = c) = P(X = c)P(X = c) = P(X = c) = \left[P(X = c) \right]^2$$

Logo, $P(X = c) = \begin{cases} 1, & x = c \\ 0, & x \neq c \end{cases}$

Logo, X é independente de si mesmo se, e somente se, for uma função indicadora.

1.14 Questão 30

a)

$$\begin{aligned} P(T < t) &= P(T \leq t, T = T_1) + P(T \leq t, T = T_2) \\ P(T = t_1)P(T \leq t|T = t_1) &+ P(T = t_2)P(T \leq t|T = t_2) \\ &= \frac{1}{2}P(T_1 \leq t) + \frac{1}{2}P(T_2 \leq t) \\ &= \frac{1}{2} \left(1 - e^{-t\lambda_1} + 1 - e^{-t\lambda_2} \right) = 1 - \frac{1}{2} \left(e^{-t\lambda_1} + e^{-t\lambda_2} \right) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} P(T = t_1|T \geq 100) &= \frac{P(T = t_1, T \geq 100)}{P(T \geq 100)} = \frac{P(T = t_1)P(T \geq 100|T = t_1)}{P(T \geq 100)} \\ &= \frac{e^{-\lambda_1 \cdot 100}}{e^{-\lambda_1 \cdot 100} + e^{-\lambda_2 \cdot 100}} \end{aligned}$$

c)

$$T \sim \exp(\lambda)$$

Questão 31

$$\begin{aligned} P(T_1 > 2T_2) &= \int_0^\infty P(T_1 > 2t|T_2 = t)dt \\ &= \int_0^\infty \int_{2t_2}^\infty f(t_1, t_2)dt_1dt_2 = \int_0^\infty \int_{2t_2}^\infty f(t_1)f(t_2)dt_1dt_2 \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t_2} \int_{2t_2}^\infty \lambda e^{-\lambda t_1}dt_1dt_2 = \int_0^\infty \lim_0^\infty \lambda e^{t_2\lambda} e^{-2t_2}dt_2 = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

1.15 Questão 32

- a) Nota-se que estamos tratando uma região (A) formada pela conjunto de duas distribuições de amplitude 2, sendo assim, a densidade é dada por:

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & (x,y) \in A \\ 0, & (x,y) \notin A \end{cases}$$

b)

$$f(x) = \begin{cases} \int_{-1-x}^{x+1} \frac{1}{2} dy, & -1 \leq x < 0 \\ \int_{x-1}^{1-x} \frac{1}{2} dy, & 0 \leq x \leq 1 \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} 1+x, & -1 \leq x < 0 \\ 1-x, & 0 \leq x < 1 \end{cases}$$

Da mesma forma,

$$f(y) = \begin{cases} 1+y, & -1 \leq y < 0 \\ 1-y, & 0 \leq y < 1 \end{cases}$$

- c) É fácil ver que o produto das marginais não resulta na distribuição conjunta.

1.16 Questão 33

a)

$$P(X = x) = \begin{cases} \frac{1}{5}, & x = 1 \\ \frac{3}{5}, & x = 2 \\ \frac{1}{5}, & x = 3 \end{cases}$$

$$P(Y = y) = \begin{cases} \frac{1}{5}, & y = 1 \\ \frac{3}{5}, & y = 2 \\ \frac{1}{5}, & y = 3 \end{cases}$$

- b) Não são independentes, pois:

$$P(X = 2, Y = 2) = \frac{1}{5} \neq P(X = 2)P(Y = 2) = \frac{9}{25}$$

1.17 Questão 34

$$Z = X - Y$$

$$X = I_{[\theta-0.5, \theta+0.5]} \text{ e } -Y = I_{[-\theta-0.5, -\theta+0.5]}$$

$$\begin{aligned} P(X - Y \leq z) &= \begin{cases} \int_{\theta-0.5}^{\theta+0.5+z} \int_{x-z}^{\theta+0.5} 1 dy dx, & -1 < z < 0 \\ 1 - \int_z^{\theta+0.5} \int_{\theta-0.5}^{x-z} 1 dy dx, & 0 \leq z < 1 \end{cases} \\ &= \begin{cases} [\theta + 0.5 + z - (\theta - 0.5)][\theta + 0.5 - (\theta - 0.5 - z)] & -1 < z < 0 \\ 1 - [\theta + 0.5 - z - (\theta - 0.5)][\theta + 0.5 - (\theta - 0.5 + z)], & 0 \leq z < 1 \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{(1+z)^2}{2} & -1 < z < 0 \\ 1 - \frac{(1-z)^2}{2}, & 0 \leq z < 1 \end{cases} \end{aligned}$$

Logo

$$f_Z(z) = \begin{cases} 1 + z, & -1 < z < 0 \\ 1 - z, & 0 \leq z < 1 \end{cases}$$

1.18 Questão 35

a)

$$\begin{aligned} P(X_i^2 \leq y) &= P(X_i \leq \sqrt{y}) = \int_0^{\sqrt{y}} \frac{t}{\theta^2} e^{-\frac{t^2}{2\theta^2}} dt \\ &= \int_0^y \frac{1}{2\theta^2} e^{-\frac{\mu}{2\theta^2}} du = F_Y(y) : Y \sim \text{Exp}\left(\frac{1}{2\theta^2}\right) \\ f_Y(\mathbf{y}) &= \left(\frac{1}{2\theta^2}\right)^n e^{-\frac{\sum_{i=1}^n y_i}{2\theta^2}}, \forall y_i > 0, i = 1, \dots, n \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} P(U \leq u) &= P(\text{Min}(\mathbf{X}) \leq u) = 1 - P(\mathbf{X} > u) \\ &= 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > u) = 1 - [P(X_i > u)]^n \\ &= 1 - \left[\int_u^\infty \frac{x}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\theta^2}\right) dx \right]^n = 1 - \left[\int_{u^2}^\infty \frac{1}{2\theta^2} \exp\left(-\frac{t}{2\theta^2}\right) dt \right]^n \\ &= 1 - \left(\exp\left\{-\frac{\mu^2}{2\theta^2}\right\} \right)^n = 1 - \exp\left\{-\frac{n\mu^2}{2\theta^2}\right\} \Rightarrow f_U(u) = \begin{cases} \frac{nu}{\theta^2} e^{-\frac{nu}{2\theta^2}}, & u \geq 0 \\ 0, & c.c \end{cases} \end{aligned}$$

c)

$$P(Z \leq z) = P(X \leq zX_2) = \int_0^\infty \int_{\frac{t}{z}}^\infty f_{X,Y}(s,t) ds dt$$

$$\int_0^\infty \int_{\frac{t}{z}}^\infty \frac{st}{\theta^4} \exp\left\{-\frac{s^2+t^2}{2\theta^2}\right\} ds dt = \frac{z^2}{1+z^2}, z \geq 0$$

1.19 Questão 36

a)

$$P(\min(\mathbf{X}) \leq y) = 1 - P(\min(\mathbf{X}) \geq y)$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^n e^{\alpha_i y} = 1 - e^{\sum_{i=1}^n \alpha_i y}$$

$$\therefore Y \sim \exp\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i\right)$$