

Notas de Aula - Capítulo 2

Probabilidade

Caio Gomes Alves

20/05/2025

1 Variáveis Aleatórias

1.1 Variáveis aleatórias e funções de distribuição

Example 1.1. Considere um experimento em que uma moeda é lançada duas vezes. Seja X = total de caras nos dois lançamentos. Denotemos o evento cara como H e coroa como T . Logo:

Espaço Amostral (Ω)	X
HT	1
TH	1
HH	2
TT	0

Logo, $X : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$. Vale também que, $\forall x$ valor na imagem de X , $X^{-1}(x) \in \mathcal{F}$. Por exemplo:

$$x = 1 \Rightarrow X^{-1}(1) = \{HT, TH\}$$

$$x = 2 \Rightarrow X^{-1}(2) = \{HH\}$$

$$x = 0 \Rightarrow X^{-1}(0) = \{TT\}$$

Definition 1.1 (Variável aleatória). Seja (Ω, \mathcal{F}, P) um espaço de probabilidades. Uma função $X : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ é variável aleatória se $[x \in I] \in \mathcal{F}$, $I \in \mathbb{R}$ (ou, equivalentemente, se $\{\omega : X(\omega) \in I\} \in \mathcal{F}$; $X^{-1}(I) \in \mathcal{F}$).

Definition 1.2 (Distribuição Acumulada). Considere um espaço de probabilidades (Ω, \mathcal{F}, P) e $X : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ uma variável aleatória, defina $F(r) = P(X \leq r) = P(\{\omega : X(\omega) \leq r\})$.

Example 1.2. Seja X = número de caras em dois lançamentos de moeda (honesta). Temos que as probabilidades de X são dadas por:

$$P(X = 0) = P(\{TT\}) = \frac{1}{4}$$

$$P(X = 1) = P(\{TH, HT\}) = \frac{2}{4}$$

$$P(X = 2) = P(\{HH\}) = \frac{1}{4}$$

Para encontrarmos a função de distribuição acumulada, podemos particinar o espaço e “acumular” as probabilidades. Para $r < 0$:

$$F(r) = P([X \leq r]) = P(\emptyset) = 0$$

Para $r \in [0, 1)$:

$$F(r) = P([X \leq r]) = P(X \leq 0) = \frac{1}{4}$$

Para $r \in [1, 2)$:

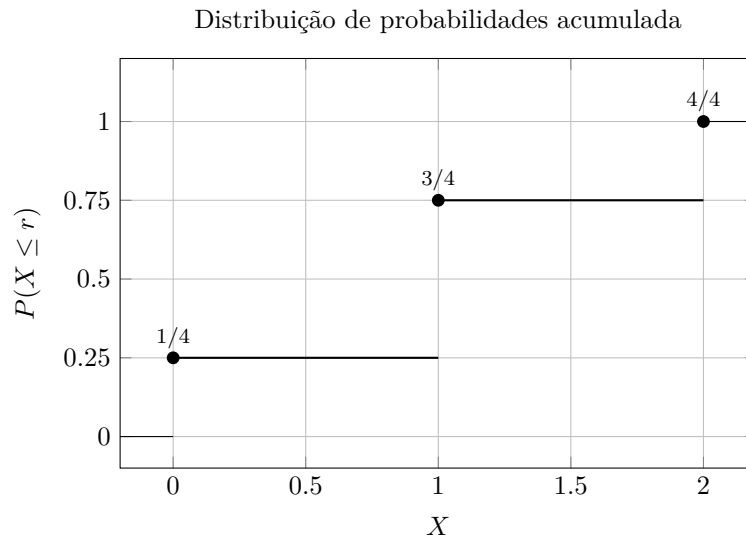
$$F(r) = P([X \leq r]) = P(X \leq 1) = P(X = 0) + P(X = 1) = \frac{3}{4}$$

Para $r \geq 2$:

$$F(r) = P([X \leq r]) = P(X \leq 2) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) = 1$$

Logo, F é dada por:

$$F(r) = \begin{cases} 0, & r < 0 \\ \frac{1}{4}, & r \in [0, 1) \\ \frac{3}{4}, & r \in [1, 2) \\ 1, & r \geq 2 \end{cases}$$



Theorem 1.1 (Propriedades da distribuição acumulada). *Seja X uma variável aleatória definida em (Ω, \mathcal{F}, P) , então a f.d.a. de X (F_X ou F) verifica:*

- a) F é monótona não decrescente;
- b) F é contínua à direita;
- c) $\lim_{t \rightarrow -\infty} F(t) = 0$ e $\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = 1$.

Prova.

- a) Dados $a, b \in \mathbb{R} : a \leq b$; $[X \leq a] \subseteq [X \leq b] \Rightarrow P([X \leq a]) \leq P([X \leq b]) \Rightarrow F(a) \leq F(b)$.
- b) Se $X_n \downarrow x$, quando $n \rightarrow \infty$, temos que $\{[X \leq x_n]\}_{n \geq 1}$ é tal que $\bigcap_{n \geq 1} [X \leq x_n] = [X \leq x]$. Isso significa que $[X \leq x]$ acontece se e somente se $[X \leq x_n] \forall n$. Além disso, $[X \leq x_n] \downarrow [X \leq x]$ quando $n \rightarrow \infty$, logo, pela continuidade da função de probabilidade $P([X \leq x_n]) \downarrow P([X \leq x]), n \rightarrow \infty$.
- c) Considere agora que $x_n \downarrow -\infty \Rightarrow [X \leq x_n] \downarrow \emptyset$, $n \rightarrow \infty \Rightarrow F(x_n) = P([X \leq x_n]) \downarrow P(\emptyset) = 0$, $n \rightarrow \infty$. Se $x_n \uparrow \infty \Rightarrow [X \leq x_n] \uparrow \Omega$, $n \rightarrow \infty \Rightarrow F(x_n) = P([X \leq x_n]) \uparrow P(\Omega) = 1$, $n \rightarrow \infty$.

□

Theorem 1.2. Se F é a f.d.a. da variável aleatória X , então:

- a) Existem e são finitos os limites laterais $\lim_{t \rightarrow r^-} F(t), \lim_{t \rightarrow r^+} F(t), \forall r \in \mathbb{R}$ e $\lim_{t \rightarrow r^-} F(t) \leq \lim_{t \rightarrow r^+} F(t)$;
- b) $\lim_{t \rightarrow r^+} F(t) = F(r), \forall r \in \mathbb{R}$;
- c) F é descontínua em $r, r \in \mathbb{R}$ se e somente se $\lim_{t \rightarrow r^-} F(t) < F(r)$, com um salto de tamanho $F(r) - \lim_{t \rightarrow r^-} F(t)$;
- d) $\forall r \in \mathbb{R}, P(X = r) = F(r) - \lim_{t \rightarrow r^-} F(t)$;
- e) Existem no máximo um total enumerável de descontinuidades em F .

Prova.

- a) F é monótona e limitada ($0 \leq F \leq 1$). Logo, os limites laterais existem e são limitados.
- b) Como F é monótona não-decrescente, $\forall x, y : x \leq y \Rightarrow F(x) \leq F(y)$. Logo $\lim_{t \rightarrow r^-} F(t) \leq \lim_{t \rightarrow r^+} F(t)$.
- c) Como F é monótona não-decrescente, uma descontinuidade só ocorre se e somente se $\lim_{t \rightarrow r^-} F(t) < \lim_{t \rightarrow r^+} F(t) = F(r)$.
- d) Seja $r \in \mathbb{R}$. $[X \leq r] = \bigcap_{n=1}^{\infty} (r - \frac{1}{n} < x \leq r)$, logo:

$$\begin{aligned}
 P([X = r]) &= P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \left(r - \frac{1}{n} < x \leq r\right)\right) \\
 &\Downarrow (\text{Teorema da continuidade}) \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left(r - \frac{1}{n} < x \leq r\right)\right) \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(F(r) - F\left(r - \frac{1}{n}\right)\right) \\
 &= F(r) - \lim_{n \rightarrow \infty} F\left(r - \frac{1}{n}\right) \\
 P([X = r]) &= F(r) - \lim_{t \rightarrow r^-} F(t)
 \end{aligned}$$

- e) Seja \mathcal{D} o conjunto de pontos de descontinuidades de F , e seja $\lim_{t \rightarrow x^-} F(t) = F(x^-)$. Logo:

$$\mathcal{D} = \{x \in \mathbb{R} : F(x) - F(x^-) > 0\}$$

Seja \mathcal{D}_n o conjunto de pontos para os quais a amplitude do salto é maior ou igual a $\frac{1}{n}$. Logo:

$$\mathcal{D}_n = \left\{x \in \mathbb{R} : F(x) - F(x^-) \geq \frac{1}{n}\right\} \Rightarrow \#D = |D| \leq n$$

Se $x \in \mathcal{D} \Rightarrow \exists n_0 > 1 : F(x) - F(x^-) \geq \frac{1}{n_0} \Rightarrow x \in \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{D}_n$. Se $x \in \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{D}_n \Rightarrow \exists n_1 : x \in \mathcal{D}_{n_1} \Rightarrow x \in \mathcal{D}$. \mathcal{D} portanto é a união enumerável de conjuntos finitos, logo é enumerável.

□

1.2 Natureza das variáveis aleatórias

- X é uma variável aleatória discreta se os valores que ela toma pertencem a um conjunto enumerável, logo $X : \Omega \rightarrow \{x_1, x_2, \dots\}$ (ou seja, $X(\omega) \in \{x_1, x_2, \dots\}, \forall \omega \in \Omega$) e $P : \{x_1, x_2, \dots\} \rightarrow [0, 1]$ é dado por $P(x_i) = P\{\omega : \omega \in \Omega \text{ e } X(\omega) = x_i\} \forall i \geq 1$.
- X é uma variável aleatória absolutamente contínua se $\exists f$ (uma função) tal que $f(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}$ e $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ (onde f é chamada de densidade de X).

Sob **(a)** temos que $[X \leq x] = \bigcup_{i: x_i \leq x} [X = x_i]$. Logo $F_X(x) = \sum_{i: x_i \leq x} P(x_i)$.

Sob **(b)** estamos afirmando que F_X é a integral de f (ou seja, f é a sua derivada) para todo x exceto em um conjunto de medida de Lebesgue nula, ou seja, se seu comprimento for zero ($\int_a^a f(t)dt = 0$). Ainda sob **(b)**, se f é uma função de densidade podemos definir $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ e F verifica:

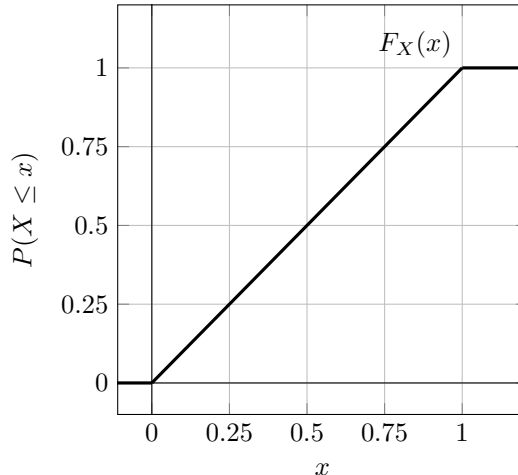
- $x \leq y \Rightarrow F(x) \leq F(y)$;
- Se $x_n \downarrow x \Rightarrow F(x_n) \downarrow F(x)$;
- Se $x_n \downarrow -\infty \Rightarrow F(x_n) \downarrow 0$ e se $x_n \uparrow \infty \Rightarrow F(x_n) \uparrow 1$.

Dada uma variável aleatória com distribuição F_X , X tem densidade se:

- F_X é contínua;
- F_X é derivável por partes (ou derivável no interior de um número finito ou enumerável de intervalos fechados cuja união é igual a \mathbb{R}), ou derivável para todo x exceto um número finito (enumerável) de pontos.

Example 1.3.

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & x \in [0, 1] \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

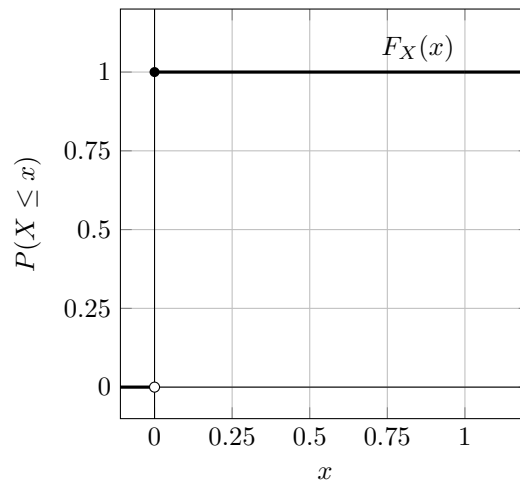


Notas:

- F_X é contínua;
- $\{0, 1\}$ são pontos sem derivada;
- Podemos definir os seguintes intervalos em que F_X é derivável: $(-\infty, 0), (0, 1), (1, \infty)$;
- $F'_X(x) = \begin{cases} 1, & x \in (0, 1) = f_X(x); \\ 0, & c.c. \end{cases}$;
- $f(0)$ e $f(1)$ podem ser definidos como zero ou um, já que tais definições não alteram $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$.

Em contrapartida, considere:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}$$

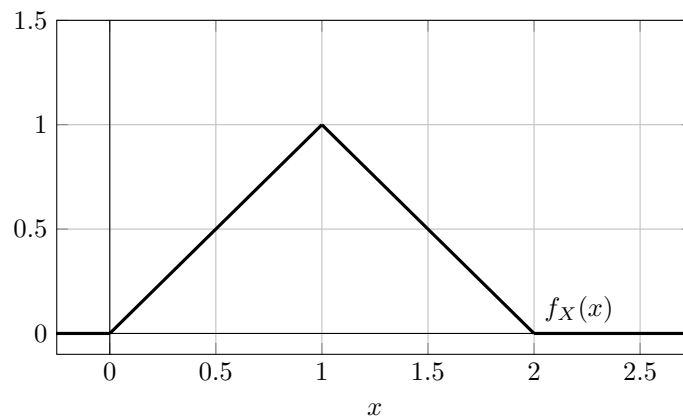


Notas:

- F_X não é contínua;
- $P(X = 0) = \lim_{x \rightarrow 0^+} F_X(x) - \lim_{x \rightarrow 0^-} F_X(x) = 1$.

Example 1.4. Considere a densidade triangular:

$$f_X(x) = \begin{cases} x, & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 2 - x, & \text{se } 1 \leq x < 2 \\ 0 & c.c. \end{cases}$$



Por definição, $f(x) \geq 0 \forall x$. Para verificarmos que a probabilidade total é igual a um, podemos realizar a seguinte integração por partes:

$$\begin{aligned}
\int_{-\infty}^x f_X(x)dx &= \int_0^2 f_X(x)dx \\
&= \int_0^1 xdx + \int_1^2 (2-x)dx \\
&= \frac{x^2}{2} \Big|_0^1 + 2x \Big|_1^2 - \frac{x^2}{2} \Big|_1^2 \\
&= 1
\end{aligned}$$

O que demonstra que $f_X(x)$ é densidade de probabilidade.

Conjecture 1.1. *Cada função de distribuição se corresponde com apenas uma distribuição? Não.*

Prova. Considere, por exemplo, que a variável aleatória $X \sim N(0, 1)$. Logo, a sua função distribuição de probabilidade é dada por $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ e $\Phi(x)$ é sua acumulada. Vejamos que $X \sim N(0, 1) \iff -X \sim N(0, 1)$:

Seja ω um possível valor de $-X$, devemos calcular $P(-X \leq \omega)$ e provar que $P(-X \leq \omega) = \Phi(\omega)$:

$$P(-X \leq \omega) = P(X \geq -\omega) = 1 - P(X \leq \omega) = 1 - \Phi(-\omega) = 1 - (1 - \Phi(\omega)) = \Phi(\omega)$$

□

1.3 Variáveis aleatórias e σ -álgebra de Borel

Se X é uma variável aleatória em (Ω, \mathcal{A}, P) , cada evento $[X \leq x] \in \mathcal{A} \forall x \in \mathbb{R}$. Isto é, $[X \in \mathcal{B}]$, onde $[X \in \mathcal{B}] = [X \leq x]$ é um evento e $P(X \in \mathcal{B})$ é bem definido. No entanto, a operacionalidade do sistema (Ω, \mathcal{A}, P) pode ser estendido a todo boreliano (ou seja, a todos os elementos da σ -álgebra de Borel, que é a menor σ -álgebra contendo os intervalos cujos comprimentos estejam bem definidos).

Proposition 1.1. *Se X é uma variável aleatória em (Ω, \mathcal{A}, P) , então o evento $[x \in \mathcal{B}] = \{\omega : \omega \in \Omega \text{ e } X(\omega) \in \mathcal{B}\}$ é um evento aleatório para todo \mathcal{B} boreliano (ou seja, $[x \in B] \in \mathcal{A} \forall B \in \mathcal{B}$).*

Podemos ver que diferentes tipos de intervalos (leia-se borelianos) podem ser mostrados como pertencentes à σ -álgebra, de modo que variáveis aleatórias que operam sobre esses intervalos estarão bem definidas:

1. Se $B = (-\infty, b] \Rightarrow [X \in B] \in \mathcal{A}$ de acordo com a definição de variável aleatória;
2. Se $B = (a, \infty)$, podemos fazer $B = (-\infty, a]^c$. Como o evento $[X \leq a] \in \mathcal{A}$ por definição, sendo \mathcal{A} uma σ -álgebra, deve ocorrer que $[X \leq a]^c = B \in \mathcal{A}$, ou seja, $B \in \mathcal{A}$;
3. Se $B = (a, b] \Rightarrow [X \in B] = [X \in (a, b]] = [X \leq b] - [X \leq a]$. Como $[X \leq b] \in \mathcal{A}$ e $[X \leq a] \in \mathcal{A}$, então $P(X \in B) = P(X \leq b) - P(X \leq a) = F_X(b) - F_X(a)$;
4. Se $B = (a, b) \Rightarrow B = \bigcup_{n=1}^{\infty} (a, b - \frac{1}{n}]$. Sabemos que os eventos $(a < X \leq b - \frac{1}{n}) \in \mathcal{A}$ e as suas uniões também pertencem à \mathcal{A} . Quanto à probabilidade, temos $P(X \in B) = P(\bigcup_{n=1}^{\infty} (a < X \leq b - \frac{1}{n})) = \lim_{n \rightarrow \infty} P((a < X \leq b - \frac{1}{n})) = \lim_{n \rightarrow \infty} F_X(b - \frac{1}{n}) - F_X(a) = F_X(b^-) - F_X(a)$;
5. Se $B = \bigcup_{i=1}^n B_i : B_i \in \mathcal{A} \forall i$, e sendo os B_i 's disjuntos, temos que $[X \in B] = \bigcup_{i=1}^n [X \in B_i] \Rightarrow P([X \in B]) = \sum_{i=1}^n P(X \in B_i)$.

Podemos assim reformular os axiomas de Kolmogorov:

- $Ax_1(K)$: $P_X(B) = P(X \in B) \geq 0$;
- $Ax_2(K)$: $P_X(\mathbb{R}) = P(X \in \mathbb{R}) = 1$;

- $Ax_3(K)$: Se $B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}$, com $B_i \cap B_j = \emptyset \forall i \neq j \Rightarrow P_X(\bigcup B_n) = P(X \in \bigcup_n B_n) = P(\bigcup_n [X \in B_n]) = \sum_n P(X \in B_n)$.

Definition 1.3. A probabilidade P_X definida na σ -álgebra de Borel por $P_X(B) = P(X \in B)$ é a distribuição de X .

Proposition 1.2.

- a) Se X é uma variável aleatória discreta com valores em $\{x_1, x_2, \dots\} \Rightarrow P_X(B) = \sum_{i: x_i \in B} P(x_i)$;
- b) Se X é absolutamente contínua com densidade $f \Rightarrow P_X(B) = \int_B f_X dx$.

1.4 Variáveis contínuas

Proposition 1.3. Se $X \sim f_X$, $y = bx + c$, $b > 0$ e $c \in \mathbb{R} \Rightarrow Y \sim f_Y$ onde $f_Y(y) = \frac{1}{b} f_X(\frac{y-c}{b})$; $y \in \mathbb{R}$, onde c é dito um parâmetro de posição (muitas vezes de posição central) e b um parâmetro de escala.

1.4.1 Exemplos

Example 1.5 (Distribuição Normal).

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \Rightarrow f_{\mu, \sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

Aqui, μ representa a média (posição central) da distribuição e σ^2 a sua variância.

Example 1.6 (Distribuição Cauchy).

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \Rightarrow f_{b,M}(x) = \frac{1}{b} \frac{1}{\pi \left(1 + \left(\frac{x-M}{b}\right)^2\right)} = \frac{b}{\pi(b^2 + (x-M)^2)}$$

Neste caso, M é a mediana da distribuição e b representa a distância entre M e o 1º quartil da distribuição.

Example 1.7 (Distribuições Exponencial e Gamma). Considere $g(x) = e^{-x} I_{0,\infty}(x)$. Sabemos que g é uma distribuição de probabilidade pois:

$$\begin{cases} g(x) \geq 0 \forall x \in (0, \infty) \\ \int_0^\infty e^{-x} dx = 1 \end{cases}$$

Vamos agora incluir no formato do tipo exponencial um componente polinomial. Dado $\alpha > 0$, defina $g(x) = x^{\alpha-1} e^{-x}$. Podemos ver que g é integrável, de modo que:

$$\begin{aligned} \int_0^\infty g(x) dx &= \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx = \Gamma(\alpha) \\ f_X(x) &= \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & c.c. \end{cases} \end{aligned}$$

Defina agora $y = \frac{X}{\beta}$ onde $X \sim \text{Gamma}(\alpha, 1)$ e $\beta > 0$. A densidade de Y pode ser encontrada por meio de:

$$P(Y \leq y) = P\left(\frac{X}{\beta} \leq y\right) = P(X \leq \beta y) \Rightarrow F_Y(y) = F_X(\beta y)$$

$$f_Y(y) = \beta f_X(\beta y) = \beta \frac{(\beta y)^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\beta y} = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} e^{-\beta y}$$

Nesse caso (conhecido como distribuição Gama) $\frac{1}{\beta}$ é um parâmetro de escala e α é um parâmetro de forma. Temos alguns casos especiais, como:

- Se $\alpha = 1$: $Y \sim \text{Exp}(\beta)$;
- Se $\alpha = \frac{n}{2}$, com n inteiro e $\beta = \frac{1}{2}$: $Y \sim \chi^2(n)$

1.5 Variáveis aleatórias multidimensionais

Definition 1.4. A distribuição de probabilidades do vetor aleatório dado por (x_1, \dots, x_n) é uma tabela que associa a cada valor (x_1, \dots, x_n) sua probabilidade $P(x_1, \dots, x_n) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$, onde p é a distribuição conjunta.

Example 1.8. Considere o conjunto de 32 cartas para poker: 7,8,9,10,J,Q,K,A, dos 4 naipes. Duas cartas são retiradas aleatoriamente, sem reposição, e X = número de ases que a pessoa recebe e Y = número de cartas de copas que a pessoa recebe. Qual a probabilidade $P(X = 0, Y = 0)$?

$$P(X = 0, Y = 0) = \frac{\binom{21}{2}}{\binom{32}{2}} = \frac{210}{496}$$

Definition 1.5. A função de distribuição acumulada do par de variáveis aleatórias (X, Y) é dada por:

$$F(X, Y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \sum_{\{i: x_i \leq x\}} \sum_{\{j: y_j \leq y\}} P(X = x_i, Y = y_j)$$

Seja $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ tal que X_i é variável aleatória definida em $(\Omega, \mathcal{A}, P) \forall i$. Então F , a acumulada de \underline{X} verifica:

- F_1 : F é não decrescente em cada uma das coordenadas;
- F_2 : F é contínua à direita em cada uma das coordenadas;
- F_3 : $\lim_{x_i \rightarrow -\infty} F(x_1, \dots, x_n) = 0$ e $\lim_{x_i \rightarrow \infty \forall i} F(x_1, \dots, x_n) = 1$.

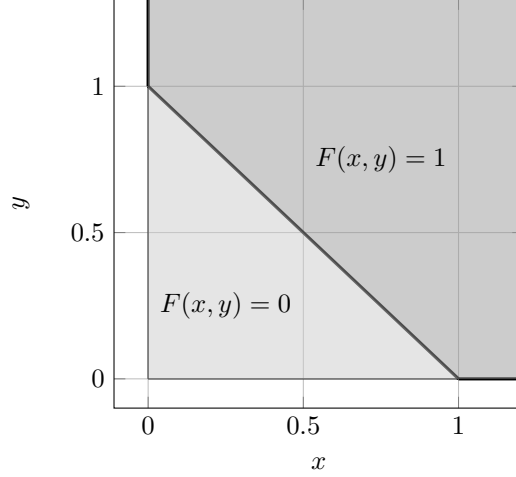
As provas de F_1 e F_2 são de simples construção. Para F_3 temos:

Prova. Considere i fixo e o evento $[X_1 \leq x_1, \dots, X_{i-1} \leq x_{i-1}, X_i \leq -m, X_{i+1} \leq x_{i+1}, \dots, X_n \leq x_n]$. Logo, $F(x_1, \dots, x_{i-1}, -m, x_{i+1}, \dots, x_n) \xrightarrow{m \rightarrow \infty} 0$.

Por outro lado, note que $[X_1 \leq x_1, \dots, X_{i-1} \leq x_{i-1}, X_i \leq m, X_{i+1} \leq x_{i+1}, \dots, X_n \leq x_n] \xrightarrow{m \rightarrow \infty} [X_1 \leq x_1, \dots, X_{i-1} \leq x_{i-1}, X_{i+1} \leq x_{i+1}, \dots, X_n \leq x_n]$ (que é o evento marginal sem o X_i). Já se $x_i \rightarrow \infty \forall i$: $\bigcap_{i=1}^n [X_i \leq x_i] \uparrow \Omega \Rightarrow F(x_1, \dots, x_n) = P(\bigcap_{i=1}^n [X_i \leq x_i]) \uparrow 1, x_i \rightarrow \infty \forall i$. \square

F_1, F_2 e F_3 não são condições suficientes para que F seja uma função de distribuição acumulada. Vejamos um exemplo que segue F_1, F_2 e F_3 e que não é função de distribuição acumulada:

Seja $F_0(x, y) = \begin{cases} 1 & \text{se } x \geq 0, y \geq 0, x + y \geq 1 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$. Graficamente, temos:



É fácil ver que F_0 segue F_1, F_2 e F_3 , mas vejamos que F_0 atribui probabilidade negativa a certos eventos, a ver $[0 \leq X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1]$:

$$\begin{aligned}
F_0(0, 0) &= P(X \leq 0, Y \leq 0) \\
F_0(1, 1) &= P(X \leq 1, Y \leq 1) \\
F_0(1, 1) - F_0(1, 0) &= P(X \leq 1, Y \leq 1) - P(X \leq 1, Y \leq 0) = P(X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1) \\
F_0(0, 1) - F_0(0, 0) &= P(X \leq 0, Y \leq 1) - P(X \leq 0, Y \leq 0) = P(X \leq 0, 0 \leq Y \leq 1) \\
F_0(1, 1) - F_0(1, 0) - F_0(0, 1) - F_0(0, 0) &= P(X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1) - P(X \leq 0, 0 \leq Y \leq 1) \\
&= P(0 \leq X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1) = -1
\end{aligned}$$

Defina $\Delta_{k,I}(g(x_1, \dots, x_k)) = g(x_1, \dots, x_{k-1}, b) - g(x_1, \dots, x_{k-1}, a)$ onde $g : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}; I = (a, b], a \leq b$. Logo, se $I_1 = (a_1, b_1]$ e $I_2 = (a_2, b_2]$, $F : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$. Então:

$$\begin{aligned}
\Delta_{1,I_1}(\Delta_{2,I_2}(F(x, y))) &= \Delta_{1,I_1}(F(x, b_2) - F(x, a_2)) \\
&= F(b_1, b_2) + F(a_1, a_2) - F(a_1, b_2) - F(b_1, a_2) \geq 0 \\
&= P(a_1 < X \leq b_1, a_2 < Y \leq b_2) \geq 0
\end{aligned}$$

No geral:

- $F_4: \Delta_{1,I_1} \Delta_{2,I_2} \dots \Delta_{n,I_n}(F(x_1, \dots, x_n)) \geq 0 \forall I_k = (a_k, b_k]; a_k \leq b_k, k = 1, \dots, n$.

Definition 1.6. Seja $F : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ seguindo F_1, F_2, F_3 e F_4 , logo F é uma função de distribuição acumulada n-dimensional (ou n-variada).

- **a)** Se o vetor aleatório (X_1, \dots, X_n) toma valores em um conjunto discreto, o vetor é discreto;
- **b)** Se para o vetor aleatório (X_1, \dots, X_n) , F é dada pela forma $F(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} f(t_1, \dots, t_n) dt_n \dots dt_1$, $\forall (x_1, \dots, x_n)$ onde $f(t_1, \dots, t_n) \geq 0 \forall (t_1, \dots, t_n) \in \mathbb{R}^n$ então (X_1, \dots, X_n) é um vetor absolutamente contínuo com densidade f (densidade conjunta).

Definition 1.7. A probabilidade definida em \mathcal{B}^n (borelianos em \mathbb{R}^n) por $P(\underline{X} \in B)$ (com $B \in \mathcal{B}^n$) é chamada de distribuição conjunta de $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$, com notação: $P_{\underline{X}}(B) = P(\underline{X} \in B)$.

Proposition 1.4.

- **a)** Se o vetor aleatório \underline{X} é discreto, $P_{\underline{X}}(B) = \sum_{\{i: x_i \in B\}} P(X_i = x_i) \forall B \in \mathcal{B}^n$;
- **b)** Se \underline{X} é absolutamente contínuo com densidade f , $P_{\underline{X}}(B) = P(\underline{X} \in B) = \int \dots \int_B f(x_1, \dots, x_n) dx_n \dots dx_1$.

1.6 Independência

Definition 1.8. As variáveis aleatórias são (coletivamente) independentes se:

$$P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i), \forall B_i \in \mathcal{B}^n, \forall i = 1, \dots, n$$

Se X_1, \dots, X_n são coletivamente independentes, então X_{i1}, \dots, X_{ik} são coletivamente independentes $\forall k$.

1.6.1 Critérios ou consequências

Proposition 1.5.

- **a)** Se X_1, \dots, X_n são independentes, então $F_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i), \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$;
- **b)** Se existem funções F_1, \dots, F_n tais que $\lim_{n \rightarrow \infty} F_i(x) = 1, \forall i$ e $F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_i(x_i), \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n \Rightarrow X_1, \dots, X_n$ são independentes e $F_i = F_{X_i}, \forall i$.

Prova.

- **a)** Se X_1, \dots, X_n são coletivamente independentes e tomamos $[X_i \leq x_i] = (-\infty, x_i] = B_i$. Então:

$$\begin{aligned} F_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) &= P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) \\ &= P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) \\ &\stackrel{Ind}{=} \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i) \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \end{aligned}$$

- **b)** Para cada i , $F_{X_i}(x_i) = P(X_i \leq x_i) = \lim_{m \rightarrow \infty} P(X_1 \leq m, \dots, X_{i-1} \leq m, X_i \leq x_i, X_{i+1} \leq m, \dots, X_n \leq m)$, de modo que:

$$\begin{aligned} F_{X_i}(x_i) &= \lim_{m \rightarrow \infty} F_{X_1 \dots X_n}(m, \dots, m, x_i, m, \dots, m) \\ &\stackrel{Hip}{=} \lim_{m \rightarrow \infty} \left(\prod_{j=1}^{i-1} F_j(m) \times F_i(x_i) \times \prod_{j=i+1}^n F_j(m) \right) \\ &= F_i(x_i) \end{aligned}$$

Logo, a marginal de X_i é precisamente $F_i, \forall i$. Devemos ainda verificar que $P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i) \forall B_i \in \mathcal{B}^n$. Considere $B_i = (a_i, b_i], a_i \leq b_i, a_i, b_i \in \mathbb{R}$. Temos que:

$$\begin{aligned}
P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) &= P(a_1 < X_1 \leq b_1, \dots, a_n < X_n \leq b_n) \\
&= \Delta_{1,I_1} \dots \Delta_{n,I_n} (F_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n)) \\
&\stackrel{Ind}{=} \Delta_{1,I_1} \dots \Delta_{n,I_n} (F_{X_1}(x_1) \dots F_{X_n}(x_n)) \\
&= [F_{X_1}(b_1) - F_{X_1}(a_1)] \times \dots \times [F_{X_n}(b_n) - F_{X_n}(a_n)] \\
&= \prod_{i=1}^n P(a_i < X_i \leq b_i) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i)
\end{aligned}$$

□

1.6.2 Caso contínuo

Proposition 1.6.

- **a)** Se X_1, \dots, X_n são independentes e possuem densidades f_{X_1}, \dots, f_{X_n} , respectivamente, então $f_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ é a densidade conjunta de X_1, \dots, X_n ;
- **b)** Se X_1, \dots, X_n tem densidade conjunta $f_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) : f_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_i(x_i) \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$, onde $f_i(x) \geq 0 \forall x : \int_{-\infty}^{\infty} f_i(x) dx = 1 \forall i$, então X_1, \dots, X_n são independentes e f_i é a densidade marginal de $X_i \forall i$.

Prova.

- **a)** Como consequência da proposição 1.5, temos que: $F_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i), \forall (x_1, \dots, x_n)$. Logo, por definição temos:

$$\prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i) = \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} f_{X_i}(t) dt = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_{X_1}(t_1) \dots f_{X_n}(t_n) dt_n \dots dt_1$$

Assim, f_{X_1}, \dots, f_{X_n} é a densidade conjunta.

- **b)** Considere:

$$\begin{aligned}
F_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) &= \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_{X_1 \dots X_n}(t_1, \dots, t_n) dt_n \dots dt_1 \\
&= \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_1(t_1) \dots f_n(t_n) dt_n \dots dt_1 \\
&= \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} f_i(t_i) dt_i
\end{aligned}$$

Defina $F_i(x) = \int_{-\infty}^x f_i(t) dt$. Sendo assim:

$$\prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} f_i(t_i) dt_i = \prod_{i=1}^n F_i(x_i)$$

Note que, pela hipótese nas f_i 's, as F_i 's são acumuladas em particular, e $F_i(x) \rightarrow 1, x \rightarrow \infty$, e pela proposição 1.5: $F_i(x) = F_{X_i}(x_i)$, logo $f_{X_i} = f_i$.

□

1.6.3 Propriedades

- **a)** Se $F(x, y)$ é a função de distribuição acumulada conjunta de (X, Y) , então $F_X(x) = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x, y) = F(x, \infty)$ é a função de distribuição acumulada marginal de X ;
- **b)** Se $f(x, y)$ é a função de densidade conjunta de (X, Y) , então $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$ é a densidade marginal de X .

Example 1.9.

$$f_{XY}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 + \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) \right] \right\}$$

Sendo $\sigma_i > 0, i = 1, 2; -1 < \rho < 1; \mu_i \in \mathbb{R}, i = 1, 2$. Logo, $(X, Y) \sim N_2 \left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$, onde, caso $\rho = 0$, X e Y são independentes.

1.7 Distribuições de funções de vetores

Seja $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ um vetor aleatório em (Ω, \mathcal{A}, P) . Seja $Y = g(X_1, \dots, X_n)$. Qual a distribuição de Y ?

- **Nota 1:** Para que Y seja variável aleatória cada $B \in \mathcal{B}$ é necessário que $g^{-1}(B)$ seja mensurável, ou seja:

$$\begin{aligned} g^{-1}(B) &= \{x : g(x) \in B\} \\ &\Downarrow \\ F_Y(y) &= P(g(x) \leq y) \end{aligned}$$

Generalizando, se $Y = g(X_1, \dots, X_n)$:

$$F_Y(y) = P(g(X_1, \dots, X_n) \leq y) = P((X_1, \dots, X_n) \in B_y) = P_{\underline{X}}(B_y)$$

Onde $B_y = \{(x_1, \dots, x_n) : g(x_1, \dots, x_n) \leq y\}$.

- **Nota 2:** Se \underline{X} for discreto:

$$P_Y(y_j) = \sum_{\{i: g(x_i) = y_j\}} P_{\underline{X}}(x_i)$$

Example 1.10. Sejam $X \sim U(0, 1)$ e $Y = -\ln(x)$. Temos que $\forall x$ valor de $X : x \in (-\infty, 0] \cup [1, \infty)$ o valor de $f_X(x) = 0$. Seja $x \in (0, 1) \Leftrightarrow -\ln(x) \in (0, \infty)$, logo $\forall y$ valor de $Y : y \in (0, \infty)$. Calculemos $F_Y(y) = P(Y \leq y)$:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(-\ln(X) \leq y) \\ &= P(\ln(X) \geq -y) \\ &= P(X \geq e^{-y}) \\ &= 1 - P(X < e^{-y}) = 1 - e^{-y} \end{aligned}$$

Assim, temos que $Y \sim Exp(1)$.

Example 1.11. Sejam $X \perp Y$; $X \sim U(0, 1)$; $Y \sim U(0, 1)$; $Z = \frac{X}{Y}$. Determinar a distribuição de Z :

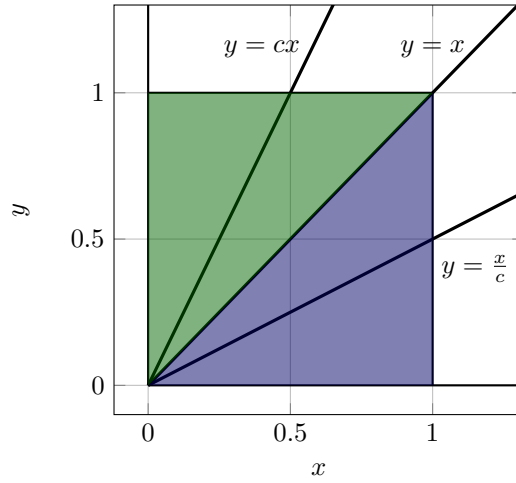
Os valores que geram indefinição de Z são: $X = Y = 0$ e $Y = 0, X > 0$, assim a boa definição de Z é no espaço $[0 < X \leq 1, 0 < Y \leq 1]$. Vejamos se esse intervalo contém toda a massa de probabilidade:

$$P([0 < X \leq 1, 0 < Y \leq 1]) = P(0 < X \leq 1) \times P(0 < Y \leq 1) = 1 \times 1 = 1$$

Logo, basta avaliar o conjunto $[0 < X \leq 1, 0 < Y \leq 1] \Rightarrow [Z \in (0, \infty)]$. Assim, calculemos $F_Z(z)$:

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\left(\frac{X}{Y} \leq z\right) \Rightarrow \left[\frac{X}{Y} \leq z\right] = [X \leq zY] = \left[\frac{X}{z} \leq Y\right]$$

Sabemos que X e Y pertencem ao intervalo $(0, 1] \times (0, 1]$, de modo que temos duas regiões genéricas para explorar: $z < 1$ e $z > 1$. De maneira gráfica, temos as seguintes regiões (considere $c > 1$):



Podemos ver que a região azul corresponde aos casos onde $z > 1$ e a região verde corresponde aos casos onde $z < 1$. Assim:

- $z < 1$:

$$F_Z(z) = \int_0^z \int_0^{\frac{x}{z}} dy dx = \int_0^z y \Big|_0^{\frac{x}{z}} dx = \int_0^z \frac{x}{z} dx = \frac{1}{z} \times \frac{x^2}{2} \Big|_0^z = \frac{z^2}{2z} = \frac{z}{2}$$

- $z > 1$:

$$F_Z(z) = 1 - \frac{1}{2z}$$

De modo que a distribuição acumulada de Z é dada por:

$$F_Z(z) = \begin{cases} 0 & , z \in (-\infty, 0] \\ \frac{z}{2} & , z \in (0, 1) \\ 1 - \frac{1}{2z} & , z \in [1, \infty) \end{cases}$$

Assim, $F_Z(z) = P\left(\frac{X}{Y} \leq z\right) = P((X, Y) \in B_z)$, onde os conjuntos B_z podem ter formatos diferentes dependendo de z . A densidade será dada pela derivada de $F_Z(z)$ com relação a z :

$$f_Z(z) = \begin{cases} 0 & , z \leq 0 \\ \frac{1}{2} & , z \in (0, 1) \\ \frac{1}{2z^2} & , z \geq 1 \end{cases}$$

1.7.1 Distribuição da Soma

Proposition 1.7.

- **a)** Se X e Y tem densidade conjunta $f(x, y) \Rightarrow f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(z-t, t)dt = \int_{-\infty}^{\infty} f(t, z-t)dt$;
- **b)** Se $X \perp Y$ e f_X e f_Y são suas marginais, então $f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-t)f_Y(t)dt = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t)f_Y(z-t)dt$.

Prova. Seja $Z = X + Y \Rightarrow [Z \leq z] = [X + Y \leq z] = [(x, y) \in B_z]$. Considerando $B_z = \{(x, y) : x + y \leq z\} = \{(x, y) : x \leq z - y\}$, temos que:

$$F_Z(z) = \int \int_{B_z} f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx dy$$

Seja y um valor fixo e defina $s = x + y, ds = dx$. Quando $x = z - y \Rightarrow s = z$, temos:

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^z f(s - y, y) ds dy = \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{\infty} f(s - y, y) dy ds = \int_{-\infty}^z g(s) ds$$

E g é a densidade de $X + Y$, ou seja, $g(s) = f_{X+Y}(s)$. □

1.7.2 Convolução

Se f_1 e f_2 são densidades de variáveis aleatórias, sua convolução $f_1 * f_2$ é:

$$f_1 * f_2(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x-t)f_2(t)dt$$

Assim, no caso da soma da proposição 1.7, podemos ver que:

$$f_{X+Y}(z) = f_X * f_Y(z)$$

1.7.3 Independência

Proposition 1.8. Se X_1, \dots, X_n são variáveis aleatórias independentes, então funções de famílias disjuntas de $\{X_i\}_{i \geq 1}$ também são independentes.

Prova: Caso especial. Considere $Y_i = g_i(X_i)$. É necessário provar que $F_{Y_1 \dots Y_n}(y_1, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n F_{Y_i}(y_i)$:

$$\begin{aligned} F_{Y_1 \dots Y_n}(y_1, \dots, y_n) &= P(g_1(X_1) \leq y_1, \dots, g_n(X_n) \leq y_n) \\ &= P(X_1 \in g_1^{-1}((-\infty, y_1]), \dots, X_n \in g_n^{-1}((-\infty, y_n])) \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i \in g_i^{-1}((-\infty, y_i])) \\ &= \prod_{i=1}^n P(g_i(X_i) \in (-\infty, y_i]) = \prod_{i=1}^n F_{Y_i}(y_i) \end{aligned}$$

□

Example 1.12. Considere $X \perp Y$, $X \sim \text{Exp}(1)$ e $Y \sim \text{Exp}(1)$. Determine:

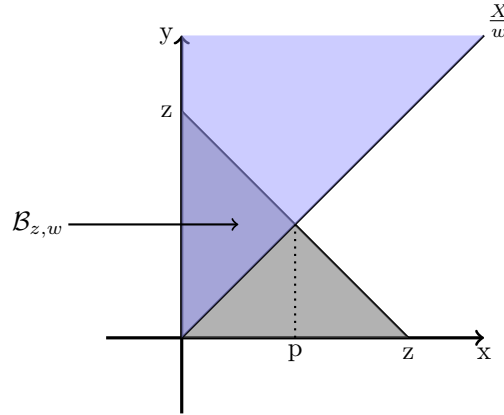
- a) A distribuição de $Z = X + Y$ e $W = \frac{X}{Y}$;
- b) Mostrar que $Z \perp W$.

a)

Como os valores de X e Y são sempre positivos, os valores de Z e W também o serão. Verifiquemos que $F_{ZW}(z, w) = F_Z(z)F_W(w)$:

$$\begin{aligned} P[Z \leq z, W \leq w] &= F_{ZW}(z, w) \\ &= \left[X + Y \leq z, \frac{X}{Y} \leq w \right] \\ &= \left[Y \leq z - X, \frac{X}{w} \leq Y \right] \end{aligned}$$

Vejamos que temos que considerar que $Y \leq z - X$ e que $\frac{X}{w} \leq Y$, ou seja, temos que avaliar as variáveis no seguinte boreliano:



Onde a região em azul claro são os valores onde $Y \geq \frac{X}{w}$, e a região cinza são os valores em que $Y \leq z - X$, o ponto p é dado por:

$$\begin{aligned} \frac{X}{w} &= z - X \Rightarrow z = X \left(\frac{1}{w} + 1 \right) \\ z &= X \left(\frac{w+1}{w} \right) \\ X &= \frac{zw}{w+1} \end{aligned}$$

Assim, estamos interessados em encontrar $P((X, Y) \in \mathcal{B}_{z,w})$, que será:

$$\begin{aligned}
P((X, Y) \in \mathcal{B}_{z,w}) &= \int_0^p \int_{\frac{x}{w}}^{z-x} e^{-x} e^{-y} dy dx \\
&= \int_0^{\frac{zw}{w+1}} e^{-x} \left[-e^{-y} \right]_{\frac{x}{w}}^{z-x} dx \\
&= \int_0^{\frac{zw}{w+1}} e^{-x} \left[e^{-\frac{x}{w}} - e^{-z+x} \right] dx \\
&= \int_0^{\frac{zw}{w+1}} e^{-x} \left(\frac{1+w}{w} \right) - e^{-z} dx \\
&= -\frac{w}{(1+w)} e^{-x} \left(\frac{1+w}{w} \right) \Big|_0^{\frac{zw}{w+1}} - e^{-z} x \Big|_0^{\frac{zw}{w+1}} \\
&= \frac{w}{1+w} (1 - e^{-z} - ze^{-z})
\end{aligned}$$

Assim, temos que a distribuição de Z e W será dada por:

$$F_{ZW}(z, w) = \begin{cases} 0 & , z \leq 0, w \leq 0 \\ \frac{w}{1+w} (1 - e^{-z} - ze^{-z}) & , z > 0, w > 0 \end{cases}$$

Que é uma distribuição de probabilidade, pois é absolutamente contínua (e por consequência, contínua à direita) e os seguintes limites são bem definidos:

$$\begin{aligned}
\lim_{w \rightarrow 0} F_{ZW}(z, w) &= 0 \\
\lim_{z \rightarrow 0} F_{ZW}(z, w) &= 0 \\
\lim_{z \rightarrow \infty, w \rightarrow \infty} F_{ZW}(z, w) &= 1
\end{aligned}$$

b)

Temos que as distribuições marginais de Z e W serão:

$$\begin{aligned}
F_Z(z) &= \lim_{w \rightarrow \infty} F_{ZW}(z, w) = 1 - e^{-z} - ze^{-z} \\
F_W(w) &= \lim_{z \rightarrow \infty} F_{ZW}(z, w) = \frac{w}{1+w}
\end{aligned}$$

E como a distribuição conjunta é o produto das marginais, temos que $Z \perp W$. As densidades serão dadas pelas derivadas da distribuição acumulada conjunta, ou seja:

$$\begin{aligned}
f_{ZW}(z, w) &= \frac{\partial}{\partial z} \frac{\partial}{\partial w} \left(\frac{w}{1+w} (1 - e^{-z} - ze^{-z}) \right) \\
&= \frac{1}{(1+w)^2} ze^{-z} I_{(0,\infty)}(z) I_{(0,\infty)}(w)
\end{aligned}$$

1.8 Método do Jacobiano

Seja $g : G_0 \rightarrow G$, com $G, G_0 \subseteq \mathbb{R}^n$ e ambos abertos. Então $g(x_1, \dots, x_n) = (g_1(x_1, \dots, x_n), \dots, g_n(x_1, \dots, x_n)) = (y_1, \dots, y_n)$, com g sendo bijetiva, ou seja, para todo y valor de Y , existe \underline{x} valor de X tal que $g(\underline{x}) = y$.

Logo g admite inversa usual $g^{-1} = h$, com $h = (h_1, \dots, h_n)$:

$$\begin{aligned} x_1 &= h_1(y_1, \dots, y_n) \\ &\vdots \\ x_n &= h_n(y_1, \dots, y_n) \end{aligned}$$

Vamos supor que existem as derivadas parciais $\frac{\partial x_i}{\partial y_j}, \forall i, \forall j$, e que elas são contínuas em G . Desejamos computar: $\int \dots \int_C f_Y(y) dy$, em termos de $\int \dots \int_D f_X(x) dx$.

Example 1.13. Sejam $Y = (Y_1, Y_2) = \left(X_1 + X_2, \frac{X_1}{X_2}\right)$. Teremos então que: $y_1 = g_1(x_1, x_2) = x_1 + x_2$ e $y_2 = g_2(x_1, x_2) = \frac{x_1}{x_2}$. Temos assim os valores dos y 's em termos dos x 's, e desejamos encontrar o contrário:

$$\begin{aligned} y_1 &= x_1 + x_2 \Rightarrow x_1 = y_1 - x_2 \\ y_2 &= \frac{y_1 - x_2}{x_2} \Rightarrow x_2 = \frac{y_1}{y_2 + 1} \Rightarrow x_1 = \frac{y_1 y_2}{y_2 + 1} \end{aligned}$$

Agora que temos os valores de X_1 e X_2 em função de Y_1 e Y_2 . Agora, podemos calcular as derivadas parciais de x com relação a y :

$$\begin{aligned} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} &= y_2(y_2 + 1)^{-1} \\ \frac{\partial x_1}{\partial y_2} &= y_1(y_2 + 1)^{-2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} &= (y_2 + 1)^{-1} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_2} &= -y_1(y_2 + 1)^{-2} \end{aligned}$$

Definimos agora o Jacobiano:

$$J(\underline{x}, \underline{y}) = \det \begin{bmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial x_1}{\partial y_n} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial x_2}{\partial y_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial x_n}{\partial y_1} & \frac{\partial x_n}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial x_n}{\partial y_n} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Dessa forma, o Jacobiano da transformação será:

$$\begin{aligned} J(\underline{x}, \underline{y}) &= \det \begin{bmatrix} y_2(y_2 + 1)^{-1} & y_1(y_2 + 1)^{-2} \\ (y_2 + 1)^{-1} & -y_1(y_2 + 1)^{-2} \end{bmatrix} \\ &= [y_2(y_2 + 1)^{-1}] \cdot [-y_1(y_2 + 1)^{-2}] - [y_1(y_2 + 1)^{-2}] \cdot [(y_2 + 1)^{-1}] \\ &= -y_1(y_2 + 1)^{-2} \end{aligned}$$

Pelo teorema do Jacobiano, temos que:

$$\int \dots \int_A f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = \int \dots \int_{g(A)} f(h_1(y_1, \dots, y_n), \dots, h_n(y_1, \dots, y_n)) |J(\underline{x}, \underline{y})| dy_1 \dots dy_n$$

Se f é integrável em A , com $A \subseteq G_0$ e $h = g^{-1}$. Assim, usando os valores do exemplo 1.12, temos que $X_1 \sim \exp(1)$, $X_2 \sim \exp(1)$, $X_1 \perp X_2$, com densidade conjunta dada por $f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = e^{-x_1 + x_2}$, de modo que:

$$\begin{aligned} f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2)) |J(\underline{x}, \underline{y})| &= f\left(\frac{y_1 y_2}{y_2 + 1}, \frac{y_1}{y_2 + 1}\right) | -y_1(y_2 + 1)^{-2} | \\ &= \exp\left(-\left[\frac{y_1 y_2}{y_2 + 1} + \frac{y_1}{y_2 + 1}\right]\right) y_1(y_2 + 1)^{-2} \\ &= e^{-y_1} y_1(y_2 + 1)^{-2} \end{aligned}$$

Que é a mesma densidade conjunta encontrada para Z e W no exemplo 1.12.

1.8.1 Notas

1. Sendo f a densidade de X_1, \dots, X_n e $P((X_1, \dots, X_n) \in G_0) = 1$, se $Y_i = g_i(x_1, \dots, x_n); i = 1, \dots, n$, e $\mathcal{B} \subseteq G$, com \mathcal{B} boreliano. Então:

$$\begin{aligned} P((Y_1, \dots, Y_n) \in \mathcal{B}) &= P((X_1, \dots, X_n) \in h(\mathcal{B})) \\ &= \int \dots \int_{h(\mathcal{B})} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n \\ &= \int \dots \int_{\mathcal{B}} f(h_1(x_1, \dots, x_n), \dots, h_n(x_1, \dots, x_n)) |J(\underline{x}, \underline{y})| dy_1 \dots dy_n \end{aligned}$$

2. $P((Y_1, \dots, Y_n) \in G) = P((X_1, \dots, X_n) \in h(G)) = P((X_1, \dots, X_n) \in G_0) = 1$. De modo análogo:

$$\begin{aligned} P((Y_1, \dots, Y_n) \in \mathcal{B}) &= P((Y_1, \dots, Y_n) \in \mathcal{B} \cap G) \\ &= \int \dots \int_{\mathcal{B} \cap G} f(h(y)) |J(\underline{x}, \underline{y})| dy_1 \dots dy_n \end{aligned}$$

Theorem 1.3. *Sob as condições impostas no início da seção, a densidade conjunta de (Y_1, \dots, Y_n) é dada por:*

$$f_{Y_1 \dots Y_n} = \begin{cases} f_X(h_1(y_1, \dots, y_n), \dots, h_n(y_1, \dots, y_n)) |J(\underline{x}, \underline{y})| & , y \in G \\ 0 & , c.c. \end{cases}$$

1.8.2 Propriedades do Jacobiano

Podemos inverter a ordem das variáveis no Jacobiano, seguindo a seguinte propriedade:

$$J(\underline{x}, \underline{y}) = (J(\underline{y}, \underline{x}))^{-1} \Big|_{\underline{x}=h(\underline{y})} \quad (2)$$

Example 1.14. Retornando ao problema apresentado no exemplo 1.12:

$$\begin{aligned} y_1 &= x_1 + x_2 & y_2 &= x_1 x_2^{-1} \\ \frac{\partial y_1}{\partial x_1} &= 1 & \frac{\partial y_1}{\partial x_2} &= 1 \\ \frac{\partial y_2}{\partial x_1} &= x_2^{-1} & \frac{\partial y_2}{\partial x_2} &= -x_1(x_2)^{-2} \end{aligned}$$

De modo que podemos agora encontrar o Jacobiano com relação aos valores das derivadas parciais dos y 's, e invertê-lo para encontrar o Jacobiano dos x 's:

$$\begin{aligned} J(\underline{y}, \underline{x}) &= \det \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ x_2^{-1} & -x_1(x_2)^{-2} \end{bmatrix} = (x_2)^{-2}(x_2 + x_1)(-1) \\ &= \left(\frac{y_2 + 1}{y_1} \right)^2 \left(\frac{y_1}{y_2 + 1} + \frac{y_1 y_2}{y_2 + 1} \right) (-1) \\ &= \frac{(y_2 + 1)^2}{(y_1)^2} \frac{y_1(y_2 + 1)}{y_2 + 1} (-1) \\ &= -\frac{(y_2 + 1)^2}{y_1} = -y_1^{-1}(y_2 + 1)^2 = \frac{1}{J(\underline{x}, \underline{y})} \end{aligned}$$

Temos que, se $g : G_0 \rightarrow G$, com $G_0, G \subseteq \mathbb{R}^n$ abertos, se $g(x_1, \dots, x_n) = (y_1, \dots, y_n)$, então g é bijetiva e $h = g^{-1}$.

Example 1.15. Seja $X \sim U(0, 1)$ e $Y = -\ln(X)$. Temos que $G_0 = (0, 1)$, e $g(x) = -\ln(x)$, de modo que $G = (0, \infty)$. Então:

$$\begin{aligned} g^{-1}(y) &= h(y) = \exp(-y) = e^{-y} \\ \frac{\partial}{\partial y}(g^{-1}(y)) &= -e^{-y} = J(x, y) \end{aligned}$$

Assim, para encontrar $P(Y \leq y)$, teremos:

$$\begin{aligned} P(Y \leq y) &= P(-\ln(X) \leq y) \\ &= P(\ln(X) \geq -y) \\ &= P(X \geq e^{-y}) \\ &= 1 - P(X \leq e^{-y}) \\ &= 1 - e^{-y} = F_Y(y) \implies f_Y(y) = e^{-y} \end{aligned}$$

Pelo Jacobiano, teremos:

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) \cdot |J| = 1 \cdot e^{-y}$$

Theorem 1.4. Sejam G_1, G_2, \dots, G_k disjuntos tais que $P\left(\underline{X} \in \bigcup_{i=1}^k G_i\right) = 1$, tal que $g|_{G_i}$ é 1:1 para todo $i = 1, \dots, k$. Denotamos por $h^{(l)}$ a inversa de g em G_l , e definimos assim o Jacobiano local $J_l(\underline{x}, \underline{y})$ como:

$$f_Y(\underline{y}) = \begin{cases} \sum_{l=1}^k f(h^{(l)}(\underline{y})) |J_l(\underline{x}, \underline{y})| & ; \underline{y} \in G_l \\ 0 & c.c. \end{cases}$$

Example 1.16. Sejam $X \sim N(0, 1)$ e $Y = X^2$. Sabemos que $y = x^2$ não é bijetiva, mas podemos considerar a seguinte partição em que essa função seja localmente bijetiva: $G_1 = (-\infty, 0)$ e $G_2 = (0, \infty)$. Então, em $G_1, h^{(1)}(y) = -\sqrt{y}$, e em $G_2, h^{(2)}(y) = \sqrt{y}$, de modo que os jacobianos locais serão:

$$J_1(x, y) = \frac{\partial}{\partial y} h^{(1)}(y) = -\frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$J_2(x, y) = \frac{\partial}{\partial y} h^{(2)}(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

Assim, a densidade de Y será dada por:

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(h^{(1)}(y)) |J_1(x, y)| + f_X(h^{(2)}(y)) |J_2(x, y)| \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}y\right) \frac{1}{2\sqrt{y}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}y\right) \frac{1}{2\sqrt{y}} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2}y} & , y > 0 \\ 0 & , c.c. \end{cases} \end{aligned}$$

Ou seja, $Y \sim \text{Gama}\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$, ou $Y \sim \chi^2(1)$.

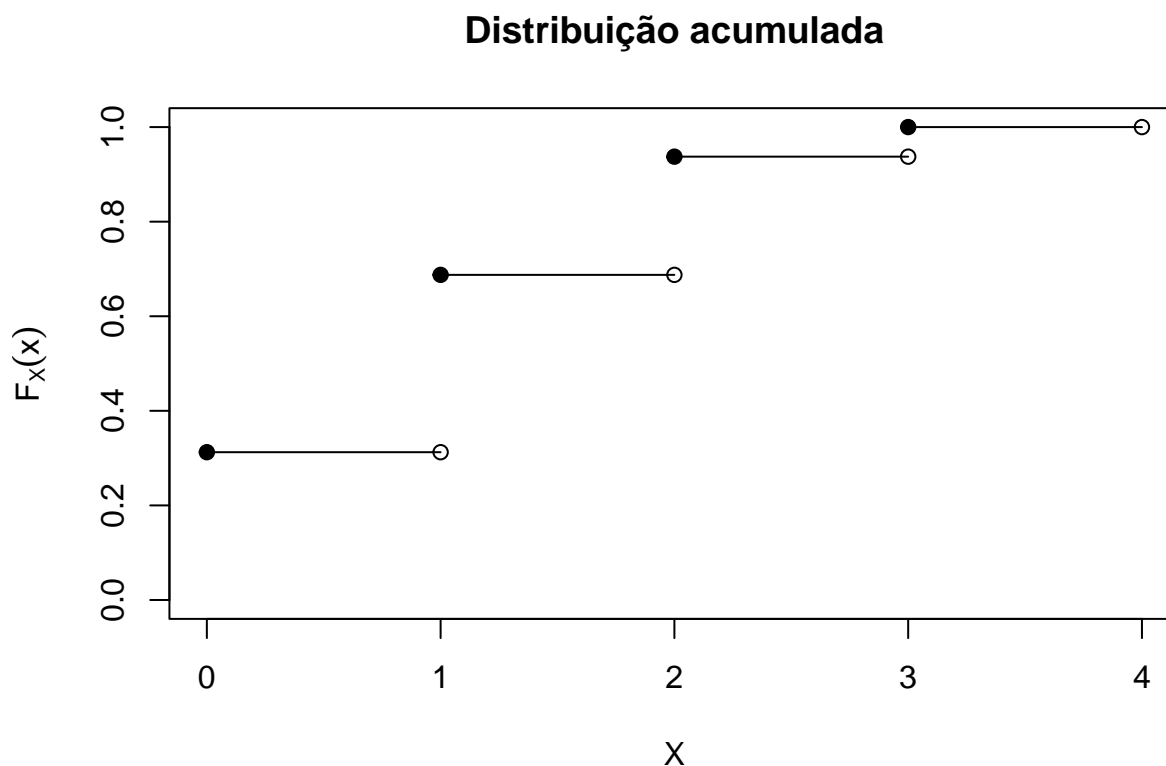
Notas:

- Se X_1, \dots, X_n são iid, com $X_i \sim N(0, 1) \Rightarrow X_1^2 + \dots + X_n^2 \sim \chi^2(n)$;
- Se $X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n)$, com $X \perp Y \Rightarrow \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$;
- Sejam X_1, \dots, X_n , iid, com $X_i \sim N(0, 1)$, com $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$:
 1. $\frac{\bar{x}\sqrt{n}}{\sigma} \sim N(0, 1)$;
 2. $\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$;
 3. $\frac{\bar{x}\sqrt{n}}{s} \sim t(n-1)$;
 4. $\bar{x} \perp s^2$.
- Se $X \sim \chi^2(k), Y \sim \chi^2(n), X \perp Y \Rightarrow \frac{X/k}{Y/n} \sim F(k, n)$;
- Se $T \sim t(n) \Rightarrow T^2 \sim F(1, n)$.

1.9 Exercícios

Exercise 1.1 (BJ 2.1). Seja X o número de caras obtidas em 4 lançamentos de uma moeda honesta. Desenhe o gráfico da função de distribuição de X .

Resposta. Sabemos que $X \sim \text{Bin}(4, 0.5)$, então o gráfico da distribuição de X será dada por:

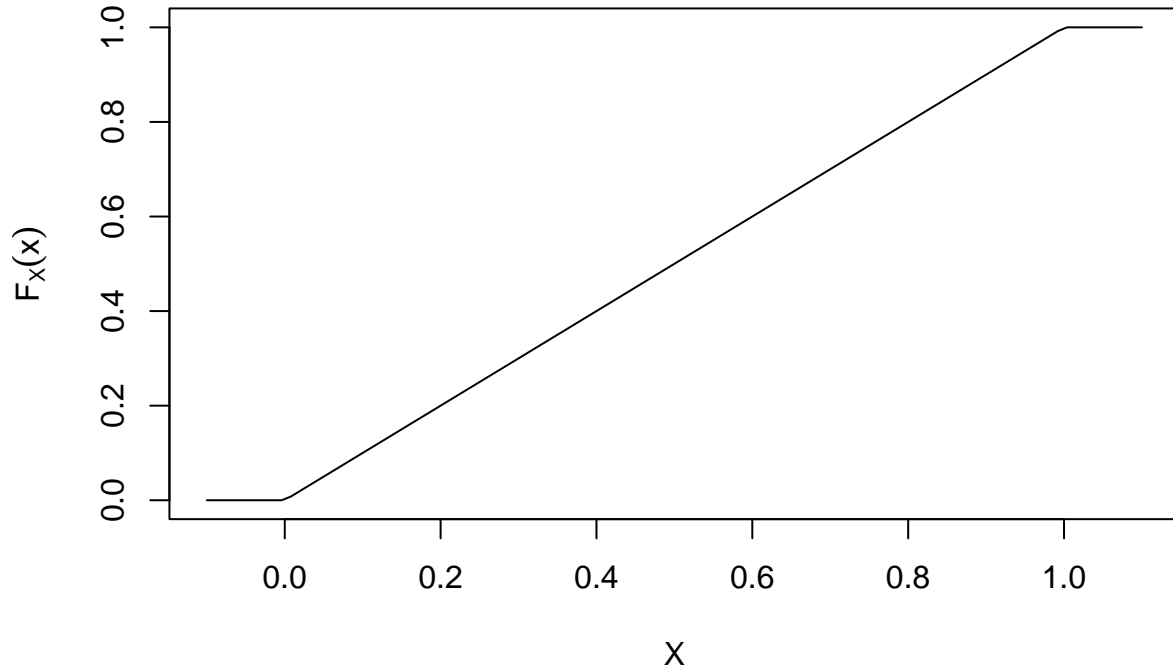


□

Exercise 1.2 (BJ 2.2). Um ponto é selecionado, ao acaso, do quadrado unitário $[0, 1] \times [0, 1]$. Seja X a primeira coordenada do ponto selecionado. Faça o gráfico da função de distribuição de X .

Resposta. Como o ponto é escolhido ao acaso, cada uma das coordenadas seguirá uma distribuição uniforme entre 0 e 1, de modo que $X \sim U(0, 1)$, e o gráfico da distribuição será dado por:

Distribuição acumulada



□

Exercise 1.3 (BJ 2.4). Seja X uma variável aleatória com distribuição de Poisson, com parâmetro $\lambda > 0$. Mostre que a função de distribuição de X é

$$F(X) = \begin{cases} \frac{1}{n!} \int_{\lambda}^{\infty} e^{-t} t^n dt & , \text{se } n \leq x < n+1, n = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & , \text{se } x < 0 \end{cases}$$

Resposta. Sabemos que a função densidade de probabilidade de X é dada por $f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$. Suponha que, para $x = k$ a função de distribuição anterior é verdadeira. Assim, mostremos por indução que a mesma é válida para $x = k + 1$.

$$\begin{aligned} F(k+1) &= \frac{1}{(k+1)!} \int_{\lambda}^{\infty} e^{-t} t^{k+1} dt \Rightarrow \begin{bmatrix} u = t^{k+1} dt & dv = e^{-t} \\ du = (k+1)t^k & v = -e^{-t} \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{(k+1)!} \left[-e^{-t} t^{k+1} \Big|_{\lambda}^{\infty} + \int_{\lambda}^{\infty} e^{-t} (k+1)t^k dt \right] \\ &= \frac{1}{(k+1)!} \left[e^{-\lambda} \lambda^{k+1} + (k+1) \int_{\lambda}^{\infty} e^{-t} t^k dt \right] \\ &= \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k+1}}{(k+1)!} + \frac{1}{k!} \int_{\lambda}^{\infty} e^{-t} t^k dt = P(X = k+1) + F(k) \end{aligned}$$

Assim, $F(k+1) = F(k) + P(X = k+1)$, de modo que a função apresentada é sim a distribuição de X . □

Exercise 1.4 (BJ 2.5). Suponha que a vida útil de um certo tipo de lâmpada tenha distribuição exponencial com parâmetro λ .

a) Seja T o tempo de vida de uma lâmpada desse tipo. Mostre que:

$$P(T > t + s | T > t) = P(T > s), \forall s, t > 0$$

b) Suponha que $\lambda = 3$ quando a vida é expressa em dias. Uma lâmpada solitária é ligada em uma sala no instante $t = 0$. Um dia depois, você entra na sala e fica ali durante 8 horas, saindo no final desse período.

- (i) Qual a probabilidade de que você entre na sala quando já está escura?
- (ii) Qual a probabilidade de você entrar na sala com a lâmpada ainda acesa e sair da sala depois da lâmpada queimar?

Resposta. a)

Temos que $[T > t + s] \subset [T > t] \Rightarrow P(T > t + s, T > t) = P(T > t + s)$. Além disso, como $T \sim \text{Exp}(\lambda) \Rightarrow P(T > t) = 1 - P(T \leq t) = 1 - F_T(t) = 1 - (1 - e^{-\lambda t}) = e^{-\lambda t}$. Desse modo:

$$\begin{aligned} P(T > t + s | T > t) &= \frac{P(T > t + s, T > t)}{P(T > t)} = \frac{P(T > t + s)}{P(T > t)} \\ &= \frac{e^{-\lambda(t+s)}}{e^{-\lambda t}} \\ &= e^{-\lambda s} = 1 - F_T(s) = P(T > s) \end{aligned}$$

b)

(i) Caso depois de um dia a lâmpada já esteja apagada, então $T \leq 1$, de modo que:

$$P(T \leq 1) = 1 - e^{-3 \cdot 1} = 1 - e^{-3}$$

(ii) Caso a lâmpada ainda esteja acesa depois de um dia, mas tenha queimado antes de 8 horas ($\frac{1}{3}$ de dia) dado que não tenha queimado no primeiro dia, queremos encontrar a probabilidade do seguinte evento: $P(T \leq 1 + \frac{1}{3} | T > 1) = 1 - P(T > 1 + \frac{1}{3} | T > 1)$, que utilizando o resultado obtido em (a), temos que será:

$$\begin{aligned} P\left(T \leq 1 + \frac{1}{3} | T > 1\right) &= 1 - P\left(T > 1 + \frac{1}{3} | T > 1\right) \\ &= 1 - P\left(T > \frac{4}{3}\right) \\ &= 1 - e^{-3 \cdot \frac{4}{3}} = 1 - e^{-4} \end{aligned}$$

□

Exercise 1.5 (BJ 2.6). Seja X uma variável aleatória com densidade:

$$f(x) = \begin{cases} cx^2 & , \text{ se } -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & , \text{ c.c.} \end{cases}$$

a) Determine o valor da constante c .

b) Ache o valor α tal que $F_X(\alpha) = \frac{1}{4}$.

Resposta. a)

Temos que $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1 \Rightarrow \int_{-1}^1 cx^2dx = 1$. Assim:

$$\begin{aligned}\int_{-1}^1 cx^2dx &= c \int_{-1}^1 x^2dx \\ &= c \left(\frac{x^3}{3} \Big|_{-1}^1 \right) \\ &= c \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} \right) = \frac{2c}{3} \Rightarrow c = \frac{1}{\frac{2}{3}} = \frac{3}{2}\end{aligned}$$

b)

Podemos calcular a distribuição de X como segue:

$$\begin{aligned}F_X(x) &= \frac{3}{2} \int_{-1}^x x^2dx \\ &= \frac{3}{2} \left(\frac{x^3}{3} \Big|_{-1}^x \right) \\ &= \frac{3}{2} \left(\frac{x^3 + 1}{3} \right) = \frac{x^3 + 1}{2}\end{aligned}$$

Assim, podemos encontrar o valor α tal que $F_X(\alpha) = \frac{1}{4}$:

$$\begin{aligned}\frac{x^3 + 1}{2} &= \frac{1}{4} \\ x^3 + 1 &= \frac{1}{2} \\ x &= \sqrt[3]{-\frac{1}{2}}\end{aligned}$$

□

Exercise 1.6 (BJ 2.7). Uma variável aleatória X tem função de distribuição:

$$F(X) = \begin{cases} 0 & , \text{ se } x < 0 \\ x^3 & , \text{ se } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & , \text{ se } x > 1 \end{cases}$$

Qual a densidade de X ?

Resposta. Podemos encontrar a função densidade de probabilidade de X a partir da derivação em partes da distribuição acumulada:

$$f_X(x) = \frac{\partial}{\partial x} F_X(x) = \frac{\partial}{\partial x} (x^3) = 3x^2$$

De modo que a densidade será:

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & , \text{se } x < 0 \\ 3x^2 & , \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & , \text{se } x > 1 \end{cases}$$

□

Exercise 1.7 (BJ 2.9). Seja X uma variável aleatória com densidade:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{(1+x)^2} & , \text{se } x > 0 \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases}$$

Seja $Y = \max(X, c)$, onde c é uma constante maior que 0.

a) Ache a função de distribuição de Y .

b) Decomponha F_Y em partes discreta, absolutamente contínua e singular.

Resposta. a)

Como $Y = \max(X, c)$, separaremos em dois casos:

$\min(\mathbf{X}, \mathbf{c}) = \mathbf{X} \Rightarrow \mathbf{X} \leq \mathbf{c}$:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \int_0^c \frac{1}{(1+y)^2} dy \Rightarrow \begin{bmatrix} u = (1+y) & du = dy \\ a = 1 & b = c+1 \end{bmatrix} \\ &= \int_1^{c+1} u^{-2} du \\ &= -u^{-1} \Big|_1^{c+1} = -(c+1)^{-1} - (-1^{-1}) = 1 - \frac{1}{c+1} = \frac{c}{c+1} \end{aligned}$$

Como c é uma constante, esse valor será a probabilidade pontual $P(\max(X, c) = c) = P(Y = c) = \frac{c}{c+1}$.

$\min(\mathbf{X}, \mathbf{c}) = \mathbf{c} \Rightarrow \mathbf{X} > \mathbf{c}$:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y = c) + P(c < Y \leq y) = \frac{c}{c+1} + \int_c^y \frac{1}{(1+y)^2} dy \Rightarrow \begin{bmatrix} u = (1+y) & du = dy \\ a = c+1 & b = y+1 \end{bmatrix} \\ &= \frac{c}{c+1} + \left(\int_{c+1}^{y+1} u^{-2} du \right) \\ &= \frac{c}{c+1} + \left(-u^{-1} \Big|_{c+1}^{y+1} \right) \\ &= \frac{c}{c+1} + \frac{1}{c+1} - \frac{1}{y+1} \\ &= \frac{c+1}{c+1} - \frac{1}{y+1} = 1 - \frac{1}{y+1} = \frac{y}{y+1} \end{aligned}$$

Assim, a distribuição de Y será:

$$F_Y(x) = \begin{cases} 0 & , \text{se } x \leq 0 \\ \frac{c}{c+1} & , \text{se } 0 < x \leq c \\ \frac{x}{x+1} & , \text{se } x > c \end{cases} \Rightarrow F_Y(y) = \begin{cases} 0 & , \text{se } y < c \\ \frac{y}{y+1} & , \text{se } y \geq c \end{cases}$$

b)

A parte discreta envolve o salto que ocorre em $Y = c$, de tamanho $\frac{c}{c+1}$. Os demais pontos são absolutamente contínuos. Assim, não temos partes singulares. \square

Exercise 1.8 (BJ 2.10). Se X é uma variável aleatória com distribuição exponencial de parâmetro $\lambda > 0$, qual a distribuição da variável aleatória $Y = \min(\lambda, X)$

Resposta. De maneira similar ao caso anterior, como $Y = \min(\lambda, X)$, separaremos Y em dois casos:

$\min(\lambda, \mathbf{X}) = \mathbf{X} \Rightarrow \mathbf{X} \leq \lambda$:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \int_0^y \lambda e^{-\lambda y} dy \\ &= \frac{\lambda}{\lambda} \left(-e^{-u} \Big|_0^{\lambda y} \right) = 1 - e^{-\lambda y} \end{aligned}$$

$\min(\lambda, \mathbf{X}) = \lambda \Rightarrow \lambda < \mathbf{X} < \infty$:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq \lambda) + P(Y > \lambda) = 1 - e^{-\lambda \lambda} + \int_{\lambda}^{\infty} \lambda e^{-\lambda y} dy \\ &= 1 - e^{-\lambda^2} + \frac{\lambda}{\lambda} \left(-e^{-u} \Big|_{\lambda^2}^{\infty} \right) = 1 - e^{-\lambda^2} + e^{-\lambda^2} = 1 \end{aligned}$$

De modo que a distribuição de Y é dada por:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & , \text{se } x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda y} & , \text{se } 0 < x \leq \lambda \\ 1 & , \text{se } x > \lambda \end{cases}$$

\square

Exercise 1.9 (BJ 2.12). Determine a densidade de $Y = (b-a)X + a$, onde $X \sim U[0, 1]$. Faça o gráfico da função de distribuição de Y .

Resposta. Sabemos que $f_X(x) = I_{[0,1]}$ e pela proposição 1.3 temos que quando $Y = bX + c$ então:

$$f_Y(y) = \frac{1}{b} f_X\left(\frac{y-c}{b}\right)$$

Dessa forma, considerando que $b = (b-a)$ e $c = (a)$, então:

$$f_Y(y) = \frac{1}{(b-a)} f_X\left(\frac{y-a}{b-a}\right) = \frac{1}{(b-a)} I_{[0,1]}$$

De modo que $Y \sim U(a, b)$. \square

Exercise 1.10 (BJ 2.13). Se X tem densidade $f(x) = e^{-2|x|}$, $-\infty < x < \infty$, qual a densidade de $Y = |X|$?

Resposta. Como $F_Y(y) = P(Y \leq y)$, temos que:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) \\ &= P(|X| \leq y) \\ &= \int_{-y}^y e^{-2|x|} dx \end{aligned}$$

Como $f_X(x)$ é simétrica em torno de zero, temos que:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= 2 \int_0^y e^{-2|x|} dx = 2 \int_0^y e^{-2x} dx \\ &= \frac{2}{2} \int_0^{2y} e^{-u} du \\ &= -e^{-u} \Big|_0^{2y} \\ &= 1 - e^{-2y} \end{aligned}$$

Ou seja, $f_Y(y) = \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) = 2e^{-2y} \Rightarrow Y \sim \text{Exp}(2)$. □

Exercise 1.11 (BJ 2.14). Cinco pontos são escolhidos, independentemente e ao acaso, do intervalo $[0, 1]$. Seja X o número de pontos que pertencem ao intervalo $[0, c]$ onde $0 < c < 1$. Qual a distribuição de X ?

Resposta. Consideremos inicialmente o caso em que um ponto é escolhido ao acaso do intervalo $[0, 1]$. Desse modo, por ser uniformemente distribuído no intervalo, a probabilidade de que o ponto pertença ao intervalo $[0, c]$ é o comprimento desse intervalo, de modo que:

$$P(X = 0) = (1 - c), P(X = 1) = c$$

Para dois pontos, temos que levar em consideração o caso em que $X = 1$, pois podem ocorrer duas formas diferentes de isso ocorrer: o primeiro ponto pertence ao intervalo e o segundo não, ou o segundo ponto pertence ao intervalo e o primeiro não, de modo que:

$$P(X = 0) = (1 - c)^2, P(X = 1) = 2c(1 - c), P(X = 2) = c^2$$

É fácil perceber o padrão, de modo que $X \sim \text{Bin}(5, c)$. □

Exercise 1.12 (BJ 2.15). Determine a distribuição do tempo de espera até o segundo sucesso em uma sequência de ensaios de Bernoulli com probabilidade p de sucesso.

Resposta. Considerando que, nesse caso, o tempo de espera é discreto, vamos levar em consideração que foram necessários n ensaios até o segundo sucesso, que ocorreu com probabilidade p . Assim, ocorreu algum sucesso entre os $(n - 1)$ ensaios anteriores, também com probabilidade p , enquanto que os $(n - 2)$ ensaios restantes foram fracassos, cada um com probabilidade $(1 - p)$.

Seja X o número de ensaios necessários até o segundo sucesso. Como os ensaios são independentes, a probabilidade de que $X = 2$ será:

$$P(X = 2) = (n - 1)p^2(1 - p)^{n-2}$$

Que podemos identificar como sendo proveniente de uma distribuição binomial negativa, que de modo geral descreve a probabilidade de serem necessários X ensaios de Bernoulli independentes com probabilidade de sucesso p até se obter o r -ésimo sucesso, com a seguinte densidade:

$$X \sim \text{NegBin}(r, p) \Rightarrow f_X(x) = \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}$$

□

Exercise 1.13 (BJ 2.17). **a)**

Demonstre que a função

$$F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-x-y} & , \text{ se } x \geq 0, y \geq 0 \\ 0 & , \text{ c.c.} \end{cases}$$

não é função de distribuição de um vetor aleatório.

b)

Mostre que a seguinte função é função de distribuição de algum (X, Y) :

$$F(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}) & , \text{ se } x \geq 0, y \geq 0 \\ 0 & , \text{ c.c.} \end{cases}$$

Resposta. a)

Para que F seja uma função de distribuição de probabilidade, é necessário que ela siga as propriedades enunciadas no início do capítulo, a ver:

- F_1 : é não-decrescente em cada uma das coordenadas:

Seja $x_1 \leq x_2$. Teremos que:

$$\begin{aligned} F(x_1, y) &\stackrel{?}{\leq} F(x_2, y) \\ 1 - e^{-y}e^{-x_1} &\stackrel{?}{\leq} 1 - e^{-y}e^{-x_2} \\ -e^{-y}e^{-x_1} &\stackrel{?}{\leq} -e^{-y}e^{-x_2} \\ e^{-x_1} &\stackrel{?}{\geq} e^{-x_2} \end{aligned}$$

Como $x_1 \leq x_2 \Rightarrow e^{-x_1} \geq e^{-x_2}$, então a função é não decrescente em X . Para Y se obtém de maneira análoga.

- F_2 : é contínua à direita:

Como a função F é absolutamente contínua no espaço amostral de X e Y , ela será também contínua à direita.

- F_3 : limites do espaço amostral:

$$\lim_{x \rightarrow 0} F(x, y) = 0 \quad \lim_{y \rightarrow 0} F(x, y) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow \infty, y \rightarrow \infty} F(x, y) = 1$$

- $F_4 : \Delta_{1,I_1} \Delta_{2,I_2} \dots \Delta_{n,I_n}(F(x_1, \dots, x_n)) \geq 0 \forall I_k = (a_k, b_k]; a_k \leq b_k, k = 1, \dots, n.$

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b, c < Y \leq d) &= F(b, d) - F(a, d) - F(b, c) + F(a, c) \geq 0 \\ &= 1 - e^{-b-d} - 1 + e^{-a-d} - 1 + e^{-b-c} + 1 - e^{-a-c} \geq 0 \\ &= e^{-a-d} + e^{-b-c} - e^{-b-d} - e^{-a-c} \geq 0 \\ e^{-a-d} + e^{-b-c} &\geq e^{-b-d} + e^{-a-c} \end{aligned}$$

E como $a < b$ e $c < d$, temos que $e^{-a-d} < e^{-b-d}$ e $e^{-b-c} < e^{-a-c}$, de modo que a última desigualdade é falsa. Assim, a avaliação dessa probabilidade será negativa, para qualquer conjunto de pontos $(a, b] \in X, (c, d] \in Y$, o que mostra que F não é uma função distribuição de probabilidade.

b)

Semelhante ao caso anterior, vejamos se F segue as propriedades F_1 a F_4 :

- F_1 : é não-decrescente em cada uma das coordenadas:

Como podemos separar essa distribuição em um produto de duas partes, uma que depende apenas de x e outra que depende apenas de y , podemos analisar cada caso separadamente. Como $(1 - e^{-x})$ é não-decrescente em $[0, \infty)$, ela será não-decrescente em y também.

- F_2 : é contínua à direita:

Como a função F é absolutamente contínua no espaço amostral de X e Y , ela será também contínua à direita.

- F_3 : limites do espaço amostral:

$$\lim_{x \rightarrow 0} F(x, y) = 0 \quad \lim_{y \rightarrow 0} F(x, y) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow \infty, y \rightarrow \infty} F(x, y) = 1$$

- $F_4 : \Delta_{1,I_1} \Delta_{2,I_2} \dots \Delta_{n,I_n}(F(x_1, \dots, x_n)) \geq 0 \forall I_k = (a_k, b_k]; a_k \leq b_k, k = 1, \dots, n.$

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b, c < Y \leq d) &= F(b, d) - F(a, d) - F(b, c) + F(a, c) \geq 0 \\ &= (1 - e^{-b})(1 - e^{-d}) - (1 - e^{-a})(1 - e^{-d}) - (1 - e^{-b})(1 - e^{-c}) + (1 - e^{-a})(1 - e^{-c}) \geq 0 \\ &= (1 - e^{-b})(1 - e^{-d} - 1 + e^{-c}) - (1 - e^{-a})(1 - e^{-d} - 1 + e^{-c}) \geq 0 \\ &= (1 - e^{-b})(e^{-c} - e^{-d}) - (1 - e^{-a})(e^{-c} - e^{-d}) \geq 0 \\ (1 - e^{-b})(e^{-c} - e^{-d}) &\geq (1 - e^{-a})(e^{-c} - e^{-d}) \end{aligned}$$

E como $a < b$, temos que $(1 - e^{-a}) < (1 - e^{-b})$, de modo que a última desigualdade é verdadeira. Assim, a avaliação dessa probabilidade será positiva, para qualquer conjunto de pontos $(a, b] \in X, (c, d] \in Y$, o que mostra que F é uma função distribuição de probabilidade. \square

Exercise 1.14 (BJ 2.18). Uma urna contém três bolas numeradas 1, 2 e 3. Duas bolas são retiradas sucessivamente da urna, ao acaso e sem reposição. Seja X o número da primeira bola tirada e Y o número da segunda.

a) Descreva a distribuição conjunta de X e Y .

b) Calcule $P(X < Y)$.

Resposta. a)

Temos que a tabela da distribuição conjunta de X e Y será:

$X \backslash Y$	1	2	3
1	0	1/6	1/6
2	1/6	0	1/6
3	1/6	1/6	0

Assim, podemos ver que a distribuição conjunta será:

$$f_{XY}(i, j) = P(X = i, Y = j) = \begin{cases} 0 & , \text{ se } i = j, i, j = 1, 2, 3 \\ \frac{1}{6} & , \text{ se } i \neq j \end{cases}$$

b)

Temos que $P(X < Y)$ será dado por:

$$P(X < Y) = P(X = 1, Y = 2) + P(X = 1, Y = 3) + P(X = 2, Y = 3) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{2}$$

□

Exercise 1.15 (BJ 2.19). Dizemos que a distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n é invariante para permutações se toda permutação das X_i tem a mesma distribuição, i.e., se $(X_{\pi_1}, \dots, X_{\pi_n}) \sim (X_1, \dots, X_n)$ para toda permutação (π_1, \dots, π_n) do vetor $(1, \dots, n)$.

a) Mostre que se $(X, Y) \sim (Y, X)$ e X e Y possuem densidade conjunta $f(x, y)$, então $P(X < Y) = P(X > Y) = \frac{1}{2}$, com $P(X = Y) = 0$.

b) Generalize o item (a), provando que se a distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n é invariante para permutações e X_1, \dots, X_n possuem densidade conjunta $f(x_1, \dots, x_n)$, então:

$$P(X_1 < X_2 < \dots < X_n) = P(X_{\pi_1} < X_{\pi_2} < \dots < X_{\pi_n}) = \frac{1}{n!}$$

e $P(X_i = X_j \text{ para algum par } (i, j) \text{ tal que } i \neq j) = 0$

Resposta. a)

Sabemos que $(X, Y) \sim (Y, X)$, de modo que $f(x, y) = f(y, x) \Rightarrow P(X > Y) = P(Y < X)$, assim:

$$\left. \begin{aligned} P(X > Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y f(x, y) dx dy \\ P(Y < X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_y^{\infty} f(x, y) dx dy \end{aligned} \right\} P(X > Y) + P(Y < X) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$$

E como $P(X > Y) = P(Y < X)$, temos que $2P(X > Y) = 1 \Rightarrow P(X > Y) = \frac{1}{2} \Rightarrow P(Y < X) = \frac{1}{2}$. Por fim, como o evento $[X = Y]$ é complementar de $[X < Y] \cup [X > Y] \Rightarrow P(X = Y) = 1 - P(X < Y) - P(X > Y) = 0$.

b)

Como todas as π_i permutações possíveis são igualmente distribuídas, temos que $P(X_{\pi_{i1}} < \dots < X_{\pi_{in}}) = P(X_1 < \dots < X_n), \forall \pi_i$. Assim, para que consideremos todas as $n!$ combinações possíveis de permutações de π_i , teremos que:

$$\sum_j P(X_{\pi_{j1}} < \dots < X_{\pi_{jn}}) = n!P(X_1 < \dots < X_n) = 1$$

$$P(X_1 < \dots < X_n) = \frac{1}{n!}$$

E novamente, o complementar desse conjunto será que algum $X_i = X_j$ para algum par $(i, j), i \neq j$, então $P(X_i = X_j) = 1 - n!P(X_1 < \dots < X_n) = 1 - \frac{n!}{n!} = 0$. \square

Exercise 1.16 (BJ 2.20). Selecciona-se, ao acaso, um ponto do círculo unitário, dado por:

$$\{(x, y) : x^2 + y^2 \leq 1\}$$

Sejam X e Y as coordenadas do ponto seleccionado.

a) Qual a densidade conjunta de X e Y ?

b) Determine $P(X < Y)$, $P(X > Y)$ e $P(X = Y)$.

Resposta. a)

Chamemos o círculo unitário de A . Como o ponto é escolhido ao acaso dentro de A , temos que a densidade conjunta de X e Y será:

$$f(x, y) = \frac{1}{\text{Área}(A)} I_A(x, y)$$

Onde $I_A(x, y)$ é uma função indicadora, que toma valor 0 caso $\{(x, y) \notin A\}$ e 1 caso $\{(x, y) \in A\}$. E como A é um círculo de raio 1, sabemos que sua área será π , de modo que:

$$f(x, y) = \frac{1}{\pi} I_A(x, y)$$

b)

É fácil ver que (X, Y) é invariante à permutação (já que a reta $Y = X$ corta o espaço amostral de maneira simétrica em (X, Y)), de modo que podemos usar os resultados obtidos anteriormente para ver que:

$$P(X < Y) = P(X > Y) = \frac{1}{2} \quad P(X = Y) = 0$$

\square

Exercise 1.17 (BJ 2.21). Selecciona-se, ao acaso, um ponto do quadrado unitário, dado por:

$$\{(x, y) : 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1\}$$

Sejam X e Y as coordenadas do ponto selecionado.

a) Qual a densidade conjunta de X e Y ?

b) Calcule $P\left(\left|\frac{Y}{X} - 1\right| \leq \frac{1}{2}\right)$;

c) Calcule $P\left(Y \geq X | Y \geq \frac{1}{2}\right)$

Resposta. a)

Seja A o quadrado unitário. Assim como no caso anterior, temos que a densidade conjunta será dada por:

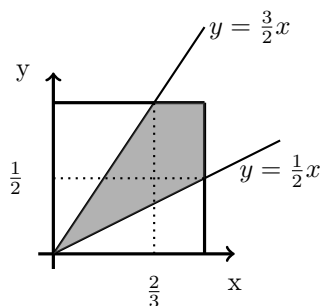
$$f(x, y) = \frac{1}{\text{Área}(A)} I_{[0,1]}(x, y) = I_{[0,1]}(x, y)$$

b)

Temos que levar em consideração que:

$$P\left(\left|\frac{Y}{X} - 1\right| \leq \frac{1}{2}\right) = P\left(\frac{x}{2} \leq Y \leq \frac{3x}{2}\right)$$

Que pode ser representado por encontrar a área hachurada no diagrama a seguir:

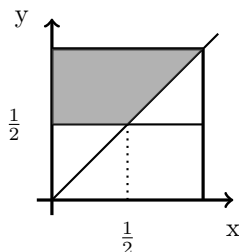


Que resulta na seguinte integral:

$$\begin{aligned} P\left(\frac{x}{2} \leq Y \leq \frac{3x}{2}\right) &= \int_0^{2/3} \int_{x/2}^{3x/2} 1 dy dx + \int_{2/3}^1 \int_{x/2}^1 1 dy dx \\ &= \int_0^{2/3} \left(y \Big|_{x/2}^{3x/2}\right) dx + \int_{2/3}^1 \left(y \Big|_{x/2}^1\right) dx \\ &= \int_0^{2/3} x dx + \int_{2/3}^1 1 - \frac{x}{2} dx \\ &= \left(\frac{x^2}{2} \Big|_0^{2/3}\right) + \left(x - \frac{x^2}{4} \Big|_{2/3}^1\right) \\ &= \frac{4}{9} + 1 - \frac{1}{4} - \frac{2}{3} + \frac{4}{36} \\ &= \frac{5}{12} \end{aligned}$$

c)

Aqui temos o condicionante que restringe o espaço amostral, de forma que teremos que encontrar a área hachurada a seguir, dividida pela área de $Y \geq 1/2$:



Desse modo, teremos:

$$\begin{aligned}
 P\left(Y \geq X, Y \geq \frac{1}{2}\right) &= \int_0^{1/2} \int_{1/2}^1 1 dy dx + \int_{1/2}^1 \int_x^1 1 dy dx \\
 &= \int_0^{1/2} \left(y \Big|_{1/2}^1\right) dx + \int_{1/2}^1 \left(y \Big|_x^1\right) dx \\
 &= \int_0^{1/2} \frac{1}{2} dx + \int_{1/2}^1 (1-x) dx \\
 &= \left(\frac{x}{2} \Big|_0^{1/2}\right) + \left(x - \frac{x^2}{2} \Big|_{1/2}^1\right) \\
 &= \frac{1}{4} + 1 - \frac{1}{2} - \frac{1}{2} + \frac{1}{8} \\
 &= \frac{3}{8}
 \end{aligned}$$

E podemos encontrar o valor da probabilidade condicional pelo Teorema de Bayes:

$$P\left(Y \geq X | Y \geq \frac{1}{2}\right) = \frac{P\left(Y \geq X, Y \geq \frac{1}{2}\right)}{P\left(Y \geq \frac{1}{2}\right)} = \frac{3/8}{1/2} = \frac{3}{4}$$

□

Exercise 1.18 (BJ 2.22). (Critério para independência no caso discreto)

a) Sejam X e Y variáveis aleatórias discretas, tomando respectivamente os valores x_1, x_2, \dots e y_1, y_2, \dots . Prove que X e Y são independentes se, e somente se:

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

para todo i, j .

b) Mostre que, se X e Y tomam somente um número finito de valores, digamos x_1, \dots, x_m e y_1, \dots, y_n , então X e Y são independentes se:

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

para $1 \leq i \leq m-1, 1 \leq j \leq n-1$, ou seja, para provar independência, basta verificar $(m-1)(n-1)$ equações.

c) Generalize o item (a) para o caso de n variáveis aleatórias.

Resposta. **a)**

□

Exercise 1.19 (BJ 2.24). Ache a densidade conjunta e as distribuições marginais das variáveis aleatórias X e Y cuja função de distribuição conjunta está no exercício 1.13 **(b)**. X e Y são independentes?

Resposta. Temos que $F(x, y) = (1 - e^{-x})(1 - e^{-y})$. Podemos encontrar a densidade conjunta a partir das derivadas parciais da acumulada:

$$\begin{aligned} f(x, y) &= \frac{\partial}{\partial x} \frac{\partial}{\partial y} (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}) \\ &= \frac{\partial}{\partial x} (1 - e^{-x})(-e^{-y}) \\ &= (-e^{-x})(-e^{-y}) \\ &= e^{-x}e^{-y} \end{aligned}$$

Com isso, as distribuições marginais serão dadas por:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^\infty e^{-x}e^{-y}dy = e^{-x} \\ f_Y(y) &= \int_0^\infty e^{-x}e^{-y}dx = e^{-y} \end{aligned}$$

Podemos assim ver que X e Y são independentes, já que $f_{X,Y}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

□

Exercise 1.20 (BJ 2.25). Determine as distribuições marginais das variáveis aleatórias discretas X e Y definidas no exercício 1.14. X e Y são independentes?

Resposta. Temos que $P(X = i, Y = j) = \frac{1}{6}$ caso $i \neq j, i, j = 1, 2, 3$. As marginais serão as somas parciais para cada valor, resultando em:

$$\begin{aligned} P(X = x) &= \sum_{j=1}^3 P(X = x, Y = j) = \begin{cases} \frac{1}{3} & x = 1, 2, 3 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \\ P(Y = y) &= \sum_{i=1}^3 P(X = i, Y = y) = \begin{cases} \frac{1}{3} & y = 1, 2, 3 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \end{aligned}$$

Assim, podemos ver que X e Y não são independentes, já que $P(X = i, Y = j) \neq P(X = i)P(Y = j)$.

□

Exercise 1.21 (BJ 2.26). Demonstre que se $f(x, y)$ é a densidade conjunta de X e Y , então X tem densidade dada por:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)dy$$

Resposta. Sabemos que podemos encontrar a acumulada marginal de X , a partir da sua densidade conjunta, integrando da seguinte forma:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} f(u, y)dydu$$

E que, a partir da acumulada podemos chegar na densidade por meio de derivação:

$$f_X(x) = \frac{\partial}{\partial x} F_X(x) = \frac{\partial}{\partial x} \left(\int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} f(u, y) dy du \right)$$

E, pelo Teorema Fundamental do Cálculo, temos que a derivada de uma integral definida é o valor da sua derivada avaliada no limite superior da integral, de modo que teremos:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \frac{\partial}{\partial x} \left(\int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} f(u, y) dy du \right) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \end{aligned}$$

□

Exercise 1.22 (BJ 2.28). Sejam X e Y variáveis aleatórias independentes, com $X \sim U(0, a)$ e $Y \sim U(a, a + b)$, onde $a > 0, b > 0$. Qual a probabilidade de que os três segmentos $[0, X], [X, Y], [Y, a + b]$ possam formar um triângulo?

Resposta. Sabemos que $f_X(x) = \frac{1}{a} I_{[0, a]}(x)$ e $f_Y(y) = \frac{1}{b} I_{[a, a+b]}(y)$. Como X e Y são independentes, a distribuição conjunta será o produto das distribuições marginais, de modo que:

$$f(x, y) = \frac{1}{ab} I_{[0, a] \times [a, a+b]}(x, y)$$

Para que os segmentos $[0, X], [X, Y], [Y, a + b]$ formem um triângulo, eles devem preservar a desigualdade triangular, ou seja:

$$\begin{aligned} (X - 0) + (Y - X) &\geq (a + b - Y) \\ Y &\geq \frac{a + b}{2} \\ (X - 0) + (a + b - Y) &\geq (Y - X) \\ Y &\leq X + \frac{a + b}{2} \\ (Y - X) + (a + b - Y) &\geq (X - 0) \\ X &\leq \frac{a + b}{2} \end{aligned}$$

Ou seja, seja A o evento em que ocorre um triângulo. A probabilidade de A será dividida em dois casos: $a > b$ e $a < b$:

$$\mathbf{b} > \mathbf{a} \Rightarrow \frac{a+b}{2} > a:$$

$$\begin{aligned} P(A) &= \int_0^a \int_{\frac{a+b}{2}}^{\frac{a+b}{2}+x} \frac{1}{ab} dy dx \\ &= \frac{1}{ab} \int_0^a \int_{\frac{a+b}{2}}^{\frac{a+b}{2}+x} 1 dy dx \\ &= \frac{1}{ab} \int_0^a x dx = \frac{1}{ab} \frac{a^2}{2} \\ &= \frac{a}{2b} \end{aligned}$$

$$\mathbf{b} < \mathbf{a} \Rightarrow \frac{a+b}{2} < a \text{ e } \frac{a-b}{2} > 0:$$

$$\begin{aligned} P(A) &= \int_{\frac{a-b}{2}}^{\frac{a+b}{2}} \int_0^{\frac{a+b}{2}+x} \frac{1}{ab} dy dx \\ &= \frac{1}{ab} \int_{\frac{a-b}{2}}^{\frac{a+b}{2}} \left(\frac{b-a}{2} + x \right) dx \\ &= \frac{1}{ab} \left(\frac{b-a}{2} x + \frac{x^2}{2} \Big|_{\frac{a-b}{2}}^{\frac{a+b}{2}} \right) \\ &= \frac{b}{2a} \end{aligned}$$

De modo que:

$$P(A) = \frac{\min(a, b)}{2 \max(a, b)}$$

□

Exercise 1.23 (BJ 2.29). Demonstre: se a variável aleatória X é independente de si mesma, então X é constante com probabilidade 1 (i.e., existe uma constante c tal que $P(X = c) = 1$).

Resposta. Vamos provar por absurdo: suponha que X não é constante, ou seja, existem pelo menos dois valores (chamemos de c_1 e c_2) que tomem valores de probabilidade não nula em X . Como $X \perp X$, teremos que:

$$\begin{aligned} P(X = c_1, X = c_2) &= P(X = c_1)P(X = c_2) = 0 \\ P(X = c_1, X = c_1) &= (P(X = c_1))^2 = P(X = c_1) = 0 \text{ ou } 1 \\ P(X = c_2, X = c_2) &= (P(X = c_2))^2 = P(X = c_2) = 0 \text{ ou } 1 \end{aligned}$$

Mas, como $P(X = c_1) + P(X = c_2) = 1$, ou $P(X = c_1) = 0$ ou $P(X = c_2) = 0$, de modo que uma das constantes deve ter probabilidade igual a 1, de modo que c é único. □

Exercise 1.24 (BJ 2.30). Suponha que as vidas úteis T_1 e T_2 de máquinas I e II sejam variáveis aleatórias independentes tendo distribuições exponenciais com, respectivamente, parâmetros λ_1 e λ_2 . Um inspetor escolhe uma das máquinas ao acaso, cada uma tendo a mesma probabilidade de ser escolhida, e depois observa a máquina escolhida durante a vida útil dela.

a) Determine a densidade de T , onde T é a vida observada.

b) Suponha que o inspetor parou de observar a máquina depois de 100 horas, com a máquina ainda funcionando. Qual a probabilidade condicional da máquina escolhida ter sido a máquina I?

c) Qual a distribuição de T se $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$?

Resposta. a)

Como $T_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$ e $T_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$, temos que as acumuladas e densidades dessas variáveis aleatórias serão:

$$\begin{aligned} F_{T_1}(t) &= 1 - e^{-\lambda_1 t} & f_{T_1}(t) &= \lambda_1 e^{-\lambda_1 t} \\ F_{T_2}(t) &= 1 - e^{-\lambda_2 t} & f_{T_2}(t) &= \lambda_2 e^{-\lambda_2 t} \end{aligned}$$

E além disso, seja M_i o evento em que a máquina i foi escolhida. Como as probabilidades serão as mesmas, teremos que:

$$P(M) = \begin{cases} \frac{1}{2} & M = I \\ \frac{1}{2} & M = II \end{cases}$$

Levando isso em consideração, podemos utilizar a lei das probabilidades totais para encontrar a distribuição de T :

$$\begin{aligned} F_T(t) &= P(T \leq t) = P(T \leq t | M = I)P(M = I) + P(T \leq t | M = II)P(M = II) \\ &= \frac{1}{2}F_{T_1}(t) + \frac{1}{2}F_{T_2}(t) \\ &= \frac{1}{2}(1 - e^{-\lambda_1 t} + 1 - e^{-\lambda_2 t}) \\ &= 1 - \frac{1}{2}(e^{-\lambda_1 t} + e^{-\lambda_2 t}) \end{aligned}$$

E a densidade será obtida derivando com relação a t :

$$\begin{aligned} f_T(t) &= \frac{\partial}{\partial t} F_T(t) \\ &= \frac{\partial}{\partial t} \left(1 - \frac{1}{2}(e^{-\lambda_1 t} + e^{-\lambda_2 t}) \right) \\ &= -\frac{1}{2} \left(\frac{\partial}{\partial t} (e^{-\lambda_1 t}) + \frac{\partial}{\partial t} (e^{-\lambda_2 t}) \right) \\ &= -\frac{1}{2} (-\lambda_1 e^{-\lambda_1 t} - \lambda_2 e^{-\lambda_2 t}) \\ &= \frac{1}{2} (\lambda_1 e^{-\lambda_1 t} + \lambda_2 e^{-\lambda_2 t}) \end{aligned}$$

b)

Podemos encontrar essa probabilidade condicional por meio da inversão da condição, utilizando o teorema de Bayes:

$$\begin{aligned} P(M = I | T > 100) &= \frac{P(M = I, T > 100)}{P(T > 100)} = \frac{P(T > 100 | M = I)P(M = I)}{P(T > 100)} \\ &= \frac{\frac{1}{2}(1 - F_{T_1}(100))}{1 - F_T(100)} \\ &= \frac{\frac{1}{2}e^{-100\lambda_1}}{\frac{1}{2}(e^{-100\lambda_1} + e^{-100\lambda_2})} \\ &= \frac{e^{-100\lambda_1}}{e^{-100\lambda_1} + e^{-100\lambda_2}} \end{aligned}$$

c)

Como $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$, teremos que:

$$F_T(t) = 1 - \frac{1}{2} (e^{-\lambda t} + e^{-\lambda t}) = 1 - e^{-\lambda t}$$

$$f_T(t) = \frac{1}{2} (\lambda e^{-\lambda t} + \lambda e^{-\lambda t}) = \lambda e^{-\lambda t}$$

Assim, podemos ver que nesse caso $T \sim \text{Exp}(\lambda)$. □

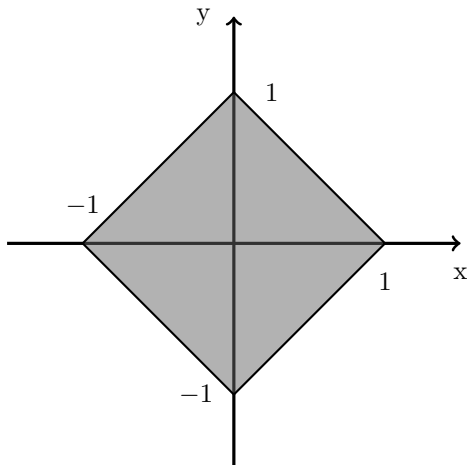
Exercise 1.25 (BJ 2.31). Suponhamos que os tempos que dois estudantes demoram para resolverem um problema sejam independentes e exponenciais, com parâmetro $\lambda > 0$. Calcule a probabilidade do primeiro estudante demorar pelo menos duas vezes o tempo do segundo para resolver o problema.

Resposta. Sejam T_1 e T_2 os tempos necessários para que os estudantes 1 e 2 (respectivamente) resolvam o problema. Temos que $T_1 \sim \text{Exp}(\lambda)$, $T_2 \sim \text{Exp}(\lambda)$, $T_1 \perp T_2$, de modo que $f(t_1, t_2) = \lambda^2 e^{-\lambda(t_1+t_2)}$:

$$\begin{aligned} P(T_1 > 2T_2) &= \int_0^\infty \int_{2t_2}^\infty f(t_1, t_2) dt_1 dt_2 \\ &\stackrel{\text{ind}}{=} \int_0^\infty \int_{2t_2}^\infty \lambda^2 e^{-\lambda t_1} e^{-\lambda t_2} dt_1 dt_2 \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t_2} \int_{2t_2}^\infty \lambda e^{-\lambda t_1} dt_1 dt_2 \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t_2} \left(-e^{-\lambda t_1} \Big|_{2t_2}^\infty \right) dt_2 \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t_2} e^{-2\lambda t_2} dt_2 \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-3\lambda t_2} dt_2 \\ &= \frac{\lambda}{3\lambda} \left(-e^{-3\lambda t_2} \Big|_0^\infty \right) \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

□

Exercise 1.26 (BJ 2.32). Um ponto é selecionado, ao acaso, do seguinte quadrado:



Sejam X e Y as coordenadas do ponto selecionado.

a) Qual a densidade conjunta de X e Y ?

b) Obtenha a densidade marginal de X .

c) X e Y são independentes?

Resposta. a)

Chamemos de A o quadrado. Como a escolha do ponto é ao acaso, temos que a densidade conjunta será:

$$f(x, y) = \frac{1}{\text{Área}(A)} I_A(x, y) = \frac{1}{2} I_A(x, y)$$

b)

Sabemos que $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$, porém temos que verificar que as equações que limitam Y mudam, conforme X muda. Assim, serão dois casos:

$$\begin{cases} -x - 1 \leq y \leq x + 1 & , \text{ se } -1 \leq x < 0 \\ x - 1 \leq y \leq -x + 1 & , \text{ se } 0 \leq x \leq 1 \end{cases}$$

Assim, a densidade marginal de X será dada por:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-x+1}^{x+1} \frac{1}{2} dy I_{[-1,0)}(x) + \int_{x-1}^{-x+1} \frac{1}{2} dy I_{[0,1]}(x) \\ &= \frac{1}{2} \left(y \Big|_{-x+1}^{x+1} \right) I_{[-1,0)}(x) + \frac{1}{2} \left(y \Big|_{x-1}^{-x+1} \right) I_{[0,1]}(x) \\ &= \frac{1}{2} (2x + 2) I_{[-1,0)}(x) + \frac{1}{2} (-2x + 2) I_{[0,1]}(x) \\ &= \begin{cases} x + 1 & -1 \leq x < 0 \\ -x + 1 & 0 \leq x \leq 1 \end{cases} \end{aligned}$$

c)

Podemos obter a densidade marginal de Y de maneira similar, em que teremos:

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

E com isso, podemos facilmente ver que $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, de modo que X e Y não serão independentes. \square

Exercise 1.27 (BJ 2.33). Suponhamos que X e Y tenham distribuição conjunta dada pela seguinte tabela:

$X \backslash Y$	1	2	3
1	0	1/5	0
2	1/5	1/5	1/5
3	0	1/5	0

(Por exemplo, $P(X = 1, Y = 1) = 0$ e $P(X = 2, Y = 1) = 1/5$.)

a) Determine as distribuições marginais de X e Y .

b) X e Y são independentes? Por quê?

Resposta. a)

Temos que as marginais serão dadas por:

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

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

b)

É fácil ver que X e Y não são independentes, pois $P(X = i, Y = j) \neq P(X = i)P(Y = j), \forall i, j = 1, 2, 3$. \square

Exercise 1.28 (BJ 2.34). Sejam X e Y variáveis aleatórias independentes com distribuição uniforme em $[\theta - 1/2, \theta + 1/2]$, onde $\theta \in \mathbb{R}$. Prove que a distribuição de $X - Y$ não depende de θ , achando sua densidade.

Exercise 1.29 (BJ 2.35). Sejam X_1, \dots, X_n variáveis aleatórias independentes com densidade comum de Rayleigh com parâmetro $\theta > 0$:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\theta^2}\right) & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

a) Determine a densidade conjunta de Y_1, \dots, Y_n , em que $Y_i = X_i^2$.

b) Qual a distribuição de $U = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$?

c) Calcule a distribuição de $Z = \frac{X_1}{X_2}$.

Resposta. a)

Como os X_i 's são independentes, sabemos que os Y_i 's também o serão, de modo que $f_{Y_1 \dots Y_n}(y_1, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n f_{Y_i}(y_i)$, que podemos encontrar como segue:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(X^2 \leq y) = P(X \leq \sqrt{y}) \\ &= \int_0^{\sqrt{y}} \frac{x}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\theta^2}\right) dx \Rightarrow \begin{bmatrix} u = x^2 \\ du = 2x dx \end{bmatrix} \\ &= \int_0^y \frac{1}{2\theta^2} \exp\left(-\frac{u}{2\theta^2}\right) du \\ &= \frac{1}{2\theta^2} \left(-2\theta^2 \exp\left(-\frac{u}{2\theta^2}\right) \Big|_0^y\right) \\ &= 1 - \exp\left(-\frac{y}{2\theta^2}\right) \\ f_Y(y) &= \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) = \frac{1}{2\theta^2} \exp\left(-\frac{y}{2\theta^2}\right) \end{aligned}$$

Podemos ver que, cada um dos $Y_i \sim \text{Exp}\left(\frac{1}{2\theta^2}\right)$, de modo que a densidade conjunta será:

$$f_{Y_1 \dots Y_n}(y_1, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{2\theta^2} \exp\left(-\frac{y_i}{2\theta^2}\right) = \left(\frac{1}{2\theta^2}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2\theta^2} \sum_{i=1}^n y_i\right)$$

b)

$$\begin{aligned} P(U \leq u) &= P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i \leq u\right) = 1 - P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i > u\right) \\ &= 1 - P(X_1 > u, \dots, X_n > u) \\ &\stackrel{\text{ind}}{=} 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > u) \\ &\stackrel{\text{iid}}{=} 1 - (P(X > u))^n \\ &= 1 - \left(\int_u^\infty \frac{x}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\theta^2}\right) dx\right)^n \\ &= 1 - \left(\exp\left(-\frac{u^2}{2\theta^2}\right)\right)^n \\ &= 1 - \exp\left(-\frac{nu^2}{2\theta^2}\right) \\ f_U(u) &= \frac{\partial}{\partial u} F_U(u) \\ &= \frac{nu}{\theta^2} \exp\left(-\frac{nu^2}{2\theta^2}\right) \end{aligned}$$

Podemos perceber que $U \sim \text{Rayleigh}\left(\frac{\sqrt{n}}{\theta}\right)$.

c)

Podemos inicialmente encontrar a distribuição acumulada de Z :

$$\begin{aligned}
P(Z \leq z) &= P(X_1 \leq X_2 z) \\
&= \int_0^\infty \int_0^{x_2 z} f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \\
&\stackrel{\text{ind}}{=} \int_0^\infty \int_0^{x_2 z} \frac{x_1}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_1^2}{2\theta^2}\right) \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2\theta^2}\right) dx_1 dx_2 \\
&= \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2\theta^2}\right) \int_0^{x_2 z} \frac{x_1}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_1^2}{2\theta^2}\right) dx_1 dx_2 \Rightarrow \left[\begin{array}{l} u = \frac{x_1^2}{2\theta^2} \\ du = \frac{x_1}{\theta^2} dx_1 \end{array} \right] \\
&= \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2\theta^2}\right) \int_0^{\frac{x_2^2 z^2}{2\theta^2}} \exp(-u) du dx_2 \\
&= \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2\theta^2}\right) \left(1 - \exp\left(-\frac{x_2^2 z^2}{2\theta^2}\right)\right) dx_2 \\
&= \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2\theta^2}\right) dx_2 - \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2(1+z^2)}{2\theta^2}\right) dx_2 \\
&= 1 - \int_0^\infty \frac{x_2}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_2^2(1+z^2)}{2\theta^2}\right) dx_2 \Rightarrow \left[\begin{array}{l} v = \frac{x_2^2(1+z^2)}{2\theta^2} \\ dv = \frac{x_2(1+z^2)}{\theta^2} dx_2 \end{array} \right] \\
&= 1 - \int_0^\infty \frac{1}{(1+z^2)} \exp(-v) dv \\
F_Z(z) &= 1 - \frac{1}{(1+z^2)}
\end{aligned}$$

De modo que sua densidade será:

$$f_Z(z) = \frac{\partial}{\partial z} F_Z(z) = \frac{2z}{(1+z^2)^2}$$

□

Exercise 1.30 (BJ 2.36). Sejam as variáveis X_1, \dots, X_n independentes e exponenciais com, respectivamente, parâmetros $\alpha_1, \dots, \alpha_n$.

- a) Mostre que a distribuição de $Y = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$ é exponencial. Qual o parâmetro?
b) Prove que para $k = 1, \dots, n$:

$$P\left(X_k = \min_{1 \leq i \leq n} X_i\right) = \frac{\alpha_k}{\alpha_1 + \dots + \alpha_n}$$

Resposta. a)

Como todos os $X_i \sim \text{Exp}(\alpha_i)$, com $X_i \perp X_j, \forall i \neq j$, teremos que:

$$\begin{aligned}
P(Y \leq y) &= P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i \leq y\right) = 1 - P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i > y\right) \\
&= 1 - P(X_1 > y, \dots, X_n > y) \\
&\stackrel{\text{ind}}{=} 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > y) \\
&= 1 - \prod_{i=1}^n (\exp(-\alpha_i y)) \\
&= 1 - \exp\left(-y \sum_{i=1}^n \alpha_i\right)
\end{aligned}$$

Assim, temos que $Y \sim \text{Exp}(\sum_{i=1}^n \alpha_i)$.

b)

Seja $Z = \min_{i \neq k} X_i$. Veja que $[X_k = \min_{1 \leq i \leq n} X_i] \perp [Z]$, de modo que a densidade conjunta de ambos será:

$$f_{X_k Z}(x_k, z) = \alpha_k \sum_{i \neq k} \alpha_i \exp\left(-\alpha_k x_k - z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right)$$

Dessa forma, podemos ver que $P(X_k = \min_{1 \leq i \leq n} X_i) = P(X_k < Z)$. Assim, podemos encontrar essa probabilidade por meio da seguinte integral:

$$\begin{aligned}
P(X_k < z) &= \int_0^\infty \int_0^z \alpha_k \sum_{i \neq k} \alpha_i \exp\left(-\alpha_k x_k - z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right) dx_k dz \\
&= \int_0^\infty \alpha_k \sum_{i \neq k} \alpha_i \exp\left(-z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right) \int_0^z \exp(-\alpha_k x_k) dx_k dz \\
&= \int_0^\infty \alpha_k \sum_{i \neq k} \alpha_i \exp\left(-z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right) \frac{1}{\alpha_k} \left(-\exp(-\alpha_k x_k)\right)\Big|_0^z dz \\
&= \sum_{i \neq k} \alpha_i \int_0^\infty \exp\left(-z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right) (1 - \exp(-z \alpha_k)) dz \\
&= \sum_{i \neq k} \alpha_i \left(\int_0^\infty \exp\left(-z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right) dz - \int_0^\infty \exp\left(-z \sum_{i=1}^n \alpha_i\right) dz \right) \\
&= \sum_{i \neq k} \alpha_i \left(\frac{-\exp\left(-z \sum_{i \neq k} \alpha_i\right)}{\sum_{i \neq k} \alpha_i} \Big|_0^\infty - \frac{-\exp\left(-z \sum_{i=1}^n \alpha_i\right)}{\sum_{i=1}^n \alpha_i} \Big|_0^\infty \right) \\
&= \sum_{i \neq k} \alpha_i \left(\frac{1}{\sum_{i \neq k} \alpha_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^n \alpha_i} \right) \\
&= \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i - \sum_{i \neq k} \alpha_i}{\sum_{i=1}^n \alpha_i} = \frac{\alpha_k}{\sum_{i=1}^n \alpha_i}
\end{aligned}$$

□

Exercise 1.31 (BJ 2.37). Seja X uma variável aleatória cuja função de distribuição F é uma função contínua na reta. Prove que a distribuição de $Y = F(X)$ é $U(0, 1)$.

Resposta. Vejamos que:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(F_X(x) \leq y) \\ &= P(x \leq F_X^{-1}(y)) \\ &= F_X(F_X^{-1}(y)) = y \end{aligned}$$

De modo que $F_Y(y) = y$. Ainda, caso $y < 0$, $P(F_X(x) \leq y) = 0$ e de maneira similar, caso $y > 1$, $P(F_X(x) \leq y) = 1$, de modo que a distribuição de Y será:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & , y < 0 \\ y & , 0 \leq y \leq 1 \\ 1 & , y > 1 \end{cases} \Rightarrow Y \sim U(0, 1)$$

□

Exercise 1.32 (BJ 2.38). **a)** As variáveis X, Y e Z são independentes, cada uma uniformemente distribuída no intervalo $[0, 1]$. Determine $P(X < Y < Z)$ e $P(X \leq Y \leq Z)$.

b) Se X, Y e Z são independentes e identicamente distribuídas, e a função de distribuição comum F é contínua, qual a $P(X < Y < Z)$?

Resposta. **a)**

Vejamos que o evento $(x < y < z)$ implica que $x < y$ e $y < z$. Como as variáveis são independentes, temos que a distribuição conjunta é igual a 1, e a probabilidade desse evento será:

$$\begin{aligned} P(X < Y < Z) &= \int_0^1 \int_0^x \int_0^z 1 dz dy dx \\ &= \int_0^1 \int_0^x y dy dx \\ &= \int_0^1 \frac{x^2}{2} dx \\ &= \frac{x^3}{6} \Big|_0^1 = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

E como $P(X = Y) = P(Y = Z) = P(X = Z) = 0$ (pela continuidade no vazio), teremos que $P(X \leq Y \leq Z) = P(X < Y < Z) = \frac{1}{6}$.

b)

Por ser crescente e contínua, teremos que $X < Y < Z \Leftrightarrow F(X) < F(Y) < F(Z)$, e como $F \sim U(0, 1)$ (pelo exercício 1.31), teremos que:

$$\begin{aligned} P(X < Y < Z) &= P(F(X) < F(Y) < F(Z)) \\ &= \frac{1}{6} \end{aligned}$$

Pelo resultado obtido em **(a)**.

□

Exercise 1.33 (BJ 2.39). **a)** Sejam X e Y independentes com distribuição de Poisson tendo, respectivamente, parâmetros λ_1 e λ_2 . Mostre que $X + Y \sim \text{Poisson}(\lambda_1 + \lambda_2)$.

b) Mostre que se X_1, \dots, X_n são independentes tais que $X_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$, $i = 1, \dots, n$, então $X_1 + \dots + X_n \sim \text{Poisson}(\lambda_1 + \dots + \lambda_n)$.

Resposta. a)

Como $X \perp Y$, temos que a densidade conjunta será:

$$P(X = x, Y = y) = \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^x}{x!} \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^y}{y!}$$

Dessa forma, seja $X + Y = Z \Rightarrow Y = Z - X$, de modo que:

$$\begin{aligned} P(Z = z) &= P(X + Y = z) = P(Y = z - x) \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} P(X = i, Y = z - i) \\ &\stackrel{\text{ind}}{=} \sum_{i=0}^{\infty} P(X = i) P(Y = z - i) \\ &= \sum_{i=0}^z \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^i}{i!} \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^{(z-i)}}{(z-i)!} \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \sum_{i=0}^z \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{(z-i)}}{i! (z-i)!} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{z!} \sum_{i=0}^z \lambda_1^i \lambda_2^{(z-i)} \frac{z!}{i! (z-i)!} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{z!} \sum_{i=0}^z \binom{z}{i} \lambda_1^i \lambda_2^{(z-i)} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} (\lambda_1 + \lambda_2)^z}{z!} \underbrace{\sum_{i=0}^z \binom{z}{i} \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^i \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^{(z-i)}}_{\sum_{i=0}^z \text{Binom}\left(z, \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}\right) = 1} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} (\lambda_1 + \lambda_2)^z}{z!} \end{aligned}$$

Assim, $X + Y \sim \text{Poisson}(\lambda_1 + \lambda_2)$.

b)

Provemos por indução. Em **(a)** provamos para $n = 2$. Consideremos que $X_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$, $\forall i = 1, \dots, n$ e que (por hipótese) $Z = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Poisson}(\sum_{i=1}^n \lambda_i)$. Seja $X_{n+1} \sim \text{Poisson}(\lambda_{n+1})$.

Pelo que foi visto em **(a)**, a soma de duas variáveis aleatórias com distribuição Poisson resulta em uma variável aleatória com distribuição Poisson, com parâmetro igual à soma dos parâmetros das variáveis somadas.

Assim, $Z + X_{n+1} \sim \text{Poisson}((\sum_{i=1}^n \lambda_i) + \lambda_{n+1}) = \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^{n+1} \lambda_i\right)$, que vale para todo $n \in \mathbb{N}$. \square