

1. (3 pontos) Considere uma v.a. $X \sim \text{Exp}(\lambda)$, i.e., com f.d. $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $x > 0$.

- (a) Explique o sentido da frase “ X não tem memória” e interprete-a no caso de X representar uma *duração de vida*. Que outra distribuição tem esta mesma propriedade?

Significa que satisfaz à propriedade $P(X > s+t \mid X > s) = P(X > t)$, pª quaisquer $s > 0$, $t > 0$, ou seja, se X representar uma duração de vida (de um organismo, equipamento, etc.), então a probabilidade de sobreviver a mais de t unidades de tempo, dado que sobreviveu a s unidades de tempo, é sempre a mesma, qualquer que seja s ; é a mesma que a probabilidade de sobreviver a t unidades de tempo após ter nascido [começado a funcionar]. Por outras palavras, o organismo ou equipamento não envelhece [é irrelevante quanto tempo já funcionou].

A distribuição geométrica, $\text{geom}(p)$, tem a mesma propriedade; é a versão discreta da $\text{Exp}(\lambda)$.

- (b) Explique como pode simular uma amostra “aleatória” de 10 valores de X (por exemplo, para $\lambda = 2.72$) através de uma amostra de $Y \sim U[0, 1]$, i.e., de $y = \text{runif}(10)$. Exemplifique (mostre o código R).

Como esta f.d. F é uma função contínua, aplica-se a “transformação uniformizante” que estabelece que sendo $Y \sim U[0, 1]$ então $F^{-1}(Y)$ tem f.d. F . Sendo assim, basta determinar a função inversa, F^{-1} e calcular os valores $F^{-1}(y)$, para cada y simulado da distribuição $U[0, 1]$. No R, executa-se

```
y = runif(10) ; x = -log(1-y)/2.72
```

uma vez que a inversa de F é a solução de $y = F(x)$, ou seja, de $y = 1 - e^{-\lambda x}$, ou ainda, de $1 - y = e^{-\lambda x}$, cuja solução é dada por $-\lambda x = \log(1 - y)$, i.e., $x = -\frac{1}{\lambda} \log(1 - y)$.

2. (8 pontos) Considere v.a. X e Y , independentes, com densidade (f.d.p.) dada por $f(x) = \frac{1}{2} I_{[-1,1]}(x)$.

- (a) Deduza a função de distribuição (f.d.) de X e esboce o seu gráfico (e confirme que obteve uma f.d.)

Temos $X \stackrel{d}{=} Y \sim U[-1, 1]$

Ver dedução e gráfico nos slides 161-162, para o caso geral $U[a, b]$ (particularizando ao caso $a = -1$, $b = 1$). Pode resolver-se tb por meio de áreas: para $x \in [-1, 1]$, temos $F(x) = \int_{-1}^x \frac{1}{2} dx$ que é a área do rectângulo de base $[-1, x]$ e altura $\frac{1}{2}$, ou seja, $\frac{1}{2}(x - (-1)) = \frac{1}{2}(x + 1)$. Para $x < -1$ temos $F(x) = \int_{-1}^x 0 dx = 0$ (integral de função nula) e para $x > 1$ temos $F(x) = F(1) = 1$.

- (b) Apresente a f.d.p. conjunta do par (X, Y) e justifique

$$f(x, y) = \frac{1}{4} I_{[-1,1] \times [-1,1]}(x, y) \quad , \text{ i.e., a f.d.p. conjunta é uniforme no quadrado } [-1, 1] \times [-1, 1].$$

JUSTIFICAÇÃO:

Como X e Y são independentes (ambas com densidade f), tem-se que a densidade conjunta é o produto das densidades marginais (ambas uniformes no intervalo $[-1, 1]$), i.e.,

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{2} I_{[-1,1]}(x) \frac{1}{2} I_{[-1,1]}(y) = \frac{1}{4} I_{[-1,1] \times [-1,1]}(x, y)$$

pelo que se conclui que (X, Y) tem lei conjunta uniforme no quadrado $[-1, 1] \times [-1, 1]$.

(c) Calcule (*justifique os passos da resolução; apresente os cálculos e eventuais gráficos auxiliares*)

(i) $E(X^2 + Y^2)$

Como X e Y são ambas $U[-1, 1]$, o valor médio destas v.a. é 0 e a variância é $\frac{(1-(-1))^2}{12} = \frac{1}{3}$. Logo, $E(X^2) = E(Y^2) = \frac{1}{3}$. E como o valor médio da soma de v.a. (quaisquer) é a soma dos seus valores médios, temos então $E(X^2 + Y^2) = E(X^2) + E(Y^2) = \frac{2}{3}$.

(ii) $P(X^2 + Y^2 > 1)$

$P(X^2 + Y^2 > 1) = 1 - P(X^2 + Y^2 \leq 1)$. Mas $P(X^2 + Y^2 \leq 1)$ é a probabilidade do par (X, Y) estar no círculo de raio 1 (centrado na origem). E como a lei do par é uniforme no quadrado $[-1, 1] \times [-1, 1]$, segue-se $P(X^2 + Y^2 \leq 1) = \frac{C}{Q}$, sendo C a área do círculo e Q a área do quadrado. Logo $P(X^2 + Y^2 \leq 1) = \frac{\pi}{4}$, concluindo-se $P(X^2 + Y^2 > 1) = 1 - \frac{\pi}{4} \simeq 0.2146$.

3. (9 pontos) (i) Identifique as leis de probabilidade das seguintes v.a. ou vectores aleatórios:

Num totoloto de 7 extracções (sem reposição) de uma urna com 50 bolas (numeradas de 1 a 50),

W = “número de bolas *múltiplas de 5* extraídas” _____ $HG(7, 50, 1/5)$

Em 10 lançamentos de um dado equilibrado,

X = “número de vezes que sai face 1 ou 6” _____ $bi(10, 1/3)$

Y = “número de vezes que sai a face 3” _____ $bi(10, 1/6)$

(X, Y) _____ $M(10; 1/3, 1/6)$

(ii) Calcule as seguintes probabilidades (*apresente apenas o resultado final e o código R*)

$P(W < 4) =$ 0.97717 phyper(3, 10, 40, 7)

$P(1 < X < 4) =$ 0.45522 pbinom(3, 10, 1/3) - pbinom(1, 10, 1/3)

$P(X = 4, Y < 1) =$ 0.04051 dmultinom(c(4,0,6), prob = c(2,1,3))

(iii) X e Y são independentes ou não? Apresente a prova.

X e Y não são independentes. De facto, em pares (X, Y) discretos, a independência entre X e Y equivale a ter $\forall_{i,j} P(X = i, Y = j) = P(X = i) P(Y = j)$. No presente caso, basta notar que $P(X = 10) = 1/3^{10} > 0$, $P(Y = 10) = 1/6^{10} > 0$, mas $P(X = 10, Y = 10) = 0$, porque é impossível ter simultaneamente 10 faces “3” e 10 faces “1 ou 6” em apenas 10 lançamentos do dado. Logo, a igualdade $P(X = i, Y = j) = P(X = i) P(Y = j)$ é falsa para $i = j = 10$, donde se conclui que X e Y não são independentes.

(iv) Que distribuição aproxima razoavelmente bem a da v.a. W , no caso de um totoloto de 7 extracções (sem reposição) de uma urna com 500 bolas (numeradas de 1 a 500)? Justifique e comente.

É a distribuição $bi(7, 1/5)$, porque a f.m.p. $HG(n, N, p)$, com n e p fixos, converge, quando $N \rightarrow \infty$, para a f.m.p. da $bi(n, p)$. Ou seja, quando o nº total de bolas, N , é grande em comparação com n (nº de bolas extraídas), é praticamente o mesmo extrair com ou sem reposição. No caso $N = 500$, $n = 7$ e $p = 1/5$, podemos comparar as duas f.m.p., sendo 0.002212 a maior das discrepâncias:

max(abs(dhyper(0:7, 100, 400, 7) - dbinom(0:7, 7, 1/5))) # resultado: 0.002211969