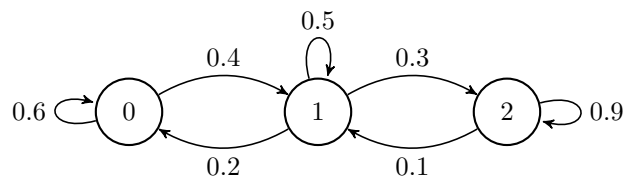


# Lista 4 de Processos Estocásticos

Laura Sant'Anna

## Questão 1



A matriz de transição é dada por:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} \text{estado} & 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 & 0 \\ 0.2 & 0.5 & 0.3 \\ 0 & 0.1 & 0.9 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

(a) Probabilidade de que  $X_2 = 1$  dado que  $X_0 = 0$ :

$$\begin{aligned} P(X_2 = 1 | X_0 = 0) &= P(X_1 = 0, X_2 = 1 | X_0 = 0) + P(X_1 = 1, X_2 = 1 | X_0 = 0) \\ &= P(X_2 = 1 | X_1 = 0)P(X_1 = 0 | X_0 = 0) + P(X_2 = 1 | X_1 = 1)P(X_1 = 1 | X_0 = 0) \\ &= p_{01}p_{00} + p_{11}p_{01} \\ &= 0.44 \end{aligned}$$

(b) Precisamos resolver o sistema  $\pi P = \pi$  com  $\sum_{i=0}^2 \pi_i = 1$  para encontrar a distribuição estacionária:

$$\begin{cases} 0.6\pi_0 + 0.2\pi_1 = \pi_0 \\ 0.4\pi_0 + 0.5\pi_1 + 0.1\pi_2 = \pi_1 \\ 0.3\pi_1 + 0.5\pi_2 = \pi_2 \\ \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1 \end{cases}$$

Resolvendo encontramos o vetor  $\pi = (1/9 \ 2/9 \ 6/9)$ .

(c) Seja  $Y_n = X_n - X_{n-1}$ , então temos que:

$$\begin{aligned} P(Y_n = 1) &= P(X_n - X_{n-1} = 1) \\ &= P(X_n = 2, X_{n-1} = 1) + P(X_n = 1, X_{n-1} = 0) \\ &= P(X_n = 2|X_{n-1} = 1)P(X_{n-1} = 1) + P(X_n = 1|X_{n-1} = 0)P(X_{n-1} = 0) \\ &= p_{12}P(X_{n-1} = 1) + p_{01}P(X_{n-1} = 0) \end{aligned}$$

Quando  $n \rightarrow \infty$ ,  $P(X_{n-1} = 1) \rightarrow \pi_1$  e  $P(X_{n-1} = 0) \rightarrow \pi_0$ , logo:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P(Y_n = 1) &= p_{12}\pi_1 + p_{01}\pi_0 \\ &= 0.3 \cdot \frac{2}{9} + 0.4 \cdot \frac{1}{9} \\ &= \frac{1}{9} \end{aligned}$$

(d)  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$  é Markov se vale que  $P(Y_n = j|Y_{n-1} = i) = P(Y_n = j|Y_{n-1} = i, Y_{n-2} = k)$  para todo  $n \in \mathbb{N}$  e  $j, i, k$  pertencentes ao espaço de estados.

Sabemos que:  $Y_n = 1 \Leftrightarrow X_n - X_{n-1} = 1 \Leftrightarrow X_n = 2$  e  $X_{n-1} = 1$  ou  $X_n = 1$  e  $X_{n-1} = 0$

Então vamos verificar se vale  $P(Y_n = 1|Y_{n-1} = 1) = P(Y_n = 1|Y_{n-1} = 1, Y_{n-2} = 1)$ .

Temos que:

$$P(Y_n = 1|Y_{n-1} = 1, Y_{n-2} = 1) = \frac{P(Y_n = 1, Y_{n-1} = 1, Y_{n-2} = 1)}{P(Y_{n-2} = 1) \cdot P(Y_{n-1} = 1|Y_{n-2} = 1)} = 0$$

Já que é impossível ocorrer a interseção  $Y_n = 1, Y_{n-1} = 1, Y_{n-2} = 1$ , pois precisaríamos ter  $X_n = 2, X_{n-1} = 1, X_{n-2} = 0$ , mas não existe  $X_{n-3}$  tal que  $X_{n-2} - X_{n-3} = 1$

Por outro lado:

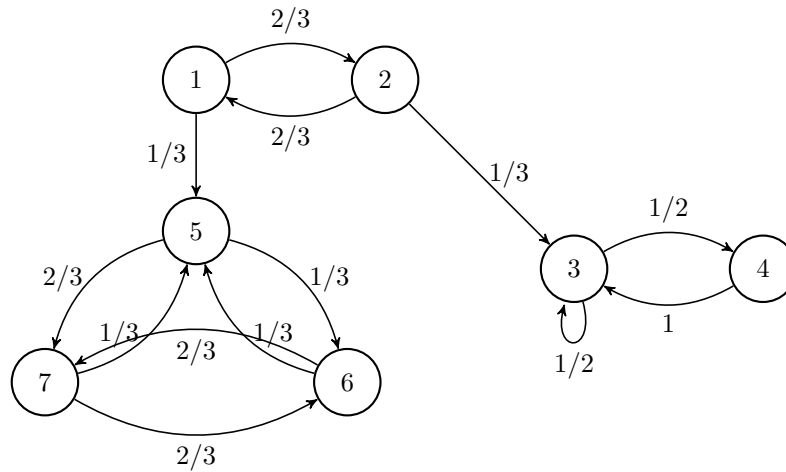
$$\begin{aligned}
 P(Y_n = 1 | Y_{n-1} = 1) &= \frac{P(X_n = 2, X_{n-1} = 1, X_{n-2} = 0)}{P(Y_{n-1} = 1)} \\
 &= \frac{P(X_n = 2 | X_{n-1} = 1) \cdot P(X_{n-1} = 1 | X_{n-2} = 0) \cdot P(X_{n-2} = 0)}{P(Y_{n-1} = 1)} \\
 &= \frac{p_{12} \cdot p_{01} \pi_0}{P(Y_{n-1} = 1)} \\
 &= \frac{0.3 \cdot 0.4 \cdot 1/9}{1/9} \\
 &= 0.12
 \end{aligned}$$

Como a probabilidade condicionada a mais um período passado muda,  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$  não é uma cadeia de Markov.

- (e) Sabemos que o  $n$ -ésimo passo da cadeia foi para a direita, então temos duas opções:  $0 \rightarrow 1$  e  $1 \rightarrow 2$ , que correspondem exatamente a  $Y_n = 1$ . Vamos verificar a probabilidade de que  $X_{n-1} = 0$  dado que  $Y_n = 1$ :

$$\begin{aligned}
 P(X_{n-1} = 0 | Y_n = 1) &= \frac{P(X_{n-1} = 0, Y_n = 1)}{P(Y_n = 1)} \\
 &= \frac{P(X_n = 1 | X_{n-1} = 0) \cdot P(X_{n-1} = 0)}{P(Y_n = 1)} \\
 &= \frac{p_{01} \pi_0}{P(Y_n = 1)} \\
 &= \frac{0.4 \cdot 1/9}{1/9} \\
 &= 0.4
 \end{aligned}$$

## Questão 2



(a) Podemos identificar três classes:

- $\{1,2\}$ : não fechada, portanto não é recorrente, logo é transiente, período=2
- $\{3,4\}$ : finita, irredutível e fechada, portanto é recorrente, período=1
- $\{5,6,7\}$ : finita, irredutível e fechada, portanto é recorrente, período=3

(b) Como a cadeia tem três classes comunicantes, não tem distribuição estacionária única. Podemos encontrar uma se a cadeia entrar na classe  $\{1,2\}$  e outra se entrar em  $\{5,6,7\}$ , já que ambas são absorventes. Então vamos tratar cada classe como uma cadeia separadamente para encontrar as distribuições estacionárias correspondentes:

- Classe  $\{3,4\}$ :

$$P = \begin{matrix} & \text{estado} & \begin{matrix} 3 & 4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 3 \\ 4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Resolvendo o sistema:

$$\begin{cases} 1/2 \cdot \pi_3 + \pi_4 = \pi_3 \\ 1/2 \cdot \pi_3 = \pi_4 \\ \pi_3 + \pi_4 = 1 \end{cases}$$

Encontramos o vetor  $\pi^* = (2/3 \ 1/3)$ .

- Classe  $\{5,6,7\}$ :

$$P = \begin{matrix} & \text{estado} & 5 & 6 & 7 \\ \begin{matrix} 5 \\ 6 \\ 7 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1/3 & 2/3 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1/3 & 2/3 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Resolvendo o sistema:

$$\begin{cases} \pi_6 + \pi_7 = 3 \cdot \pi_5 \\ \pi_5 + 2 \cdot \pi_7 = 3 \cdot \pi_6 \\ 2 \cdot (\pi_5 + \pi_6) = 3 \cdot \pi_7 \\ \pi_5 + \pi_6 + \pi_7 = 1 \end{cases}$$

Encontramos o vetor  $\pi^{**} = (5/20 \ 7/20 \ 8/20)$ .

Isto é, os vetores  $\pi = (0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 5/20 \ 7/20 \ 8/20)$  e  $\pi = (0 \ 0 \ 2/3 \ 1/3 \ 0 \ 0 \ 0)$  são distribuições estacionárias dessa cadeia. Agora podemos calcular  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{i,j}^{(n)} = \pi_j$ , para todo  $i, j \in I$ :

- $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{1,6}^{(n)} = \sum_{j=0}^{+\infty} \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^{2j} \frac{7}{20} = \frac{7}{20} \frac{1}{3} \sum_{j=0}^{+\infty} \frac{2^{2j}}{3} = \frac{7}{20} \cdot \frac{9}{5} \cdot \frac{1}{3} = \frac{21}{100}$

Analogamente:

- $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{1,4}^{(n)} = \frac{2}{15}$
- $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{1,2}^{(n)} = 0$
- $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{6,7}^{(n)} = \frac{8}{20}$