

**Lista 9. Cadeias de Markov III (tempo contínuo). Gabarito.**

**Solução Exercício 2.** Seja  $X(\cdot)$  processo de Poisson com taxa  $\lambda$  e seja  $T \sim \text{exp}(v)$ .

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X(T) = n) &= \int_0^\infty \mathbb{P}(X(T) = n \mid T = t) f_T(t) dt = \int_0^\infty \mathbb{P}(X(t) = n) f_T(t) dt \\ &= \int_0^\infty \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} v e^{-vt} dt = \frac{v}{\lambda + v} \left( \frac{\lambda}{\lambda + v} \right)^n \int_0^\infty \frac{((\lambda + v)t)^n}{n!} (\lambda + v) e^{-(\lambda + v)t} dt \\ &= \frac{v}{\lambda + v} \left( \frac{\lambda}{\lambda + v} \right)^n, \quad n = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

onde usamos o fato que a soma de  $n + 1$  exponenciais, i.i.d.  $X_i$  com parâmetro  $\lambda$  tem a densidade

$$f_{X_1 + \dots + X_{n+1}}(t) = \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, \quad t \geq 0.$$

□

**Solução Exercício 3.** Sequencia  $T_i \sim \text{exp}(\lambda)$  em que  $T_i$  são i.i.d. Em instantes  $\tau_i = T_1 + \dots + T_i$  aparece um indivíduo na população.

- Caso em instante inicial  $t = 0$  não tivemos nenhum indivíduo na população, sim, esse processo forma um processo de nascimento e morte, porque esse processo é o processo de Poisson (processo de contagem) com a taxa  $\lambda$ . Neste caso:  $\lambda_n \equiv \lambda$  e  $\mu_n \equiv 0$ .
- Qualquer que seja  $m \geq 0$  o processo  $X(t) \rightarrow \infty$  quando  $t \rightarrow \infty$ , ou seja, a população aumenta conforme o tempo cresce. Isso pode ser visto por exemplo de seguinte modo. Seja  $n$  um instante de tempo fixo. Estudamos a probabilidade  $\mathbb{P}(X(n) \leq N)$  para algum  $N$  fixo quando  $n \rightarrow \infty$ :

$$\mathbb{P}(X(n) \leq N) = \sum_{k=0}^N \frac{(\lambda n)^k}{k!} e^{-\lambda n} \rightarrow 0, \quad \text{quando } n \rightarrow \infty \text{ e } N \text{ é fixo.}$$

Já que podemos escolher  $N$  qualquer, obtemos que no limite

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X(n) \leq N) = 0.$$

O que mostra que  $\lim_{t \rightarrow \infty} X(t) = \infty$ .

Outra possibilidade de provar isso, é por exemplo, provar que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X(n) \leq \sqrt{n}) = 0.$$

□

**Solução Exercício 4.** Sequencia  $T_i \sim \text{exp}(\lambda)$  em que  $T_i$  são i.i.d. Em instantes  $\tau_i = T_1 + \dots + T_i$  aparece um  $X_i$  indivíduos na população.

- Observe, que se  $X(0) = 0$  então isso permanece para qualquer  $t > 0$ :  $X(t) = 0$ , i.e. o estado 0 é estado absorvente. Supomos que  $X(0) = 1$ , e em cada estado  $k \in \mathbb{N} = \{1, 2, \dots\}$  o processo permanece tempo exponencial com a taxa  $\lambda$ , o que significa que  $v_k \equiv \lambda$  para qualquer  $k > 0$ . Cada entre esses  $k$  indivíduos gera ou não (com probabilidade  $p$ ) um novo indivíduo, assim, total indivíduos gerados  $\xi \sim B(k, p)$ , i.e.

$$p_{k, k+d} = \begin{cases} 0, & \text{se } d < 0, \text{ ou } d > k; \\ \binom{k}{d} p^d (1-p)^{k-d}, & \text{se } 0 \leq d \leq k. \end{cases}$$

Mas, observe, que existe a probabilidade  $p_{kk} > 0$ , o que contradiz com a definição de processo em termos  $v_i, p_{ij}$ . Para definir processo, vamos precisar de redefinir as probabilidades de transição e taxas  $v_i$ : se o processo esta em estado  $k$ , então depois de tempo exponencial com taxa  $\lambda$  ele pode pular em outro estado com probabilidade  $1 - (1-p)^k$  ou permanecer no mesmo estado  $k$  com probabilidade  $(1-p)^k$ ; isso significa que o processo permanece em estado  $k$  com taxa

$$v_k = \lambda(1 - (1-p)^k);$$

o que pode ser provado usando densidades de somas de exponenciais com taxa  $\lambda$ : a densidade de tempo de permanência no estado é

$$g(t) = \sum_{m=0}^{\infty} \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^m}{m!} (1-p)^{km} (1 - (1-p)^k) = \lambda (1 - (1-p)^k) e^{-\lambda(1-(1-p)^k)};$$

e pula para outro estado com probabilidade condicional, que pelo menos um indivíduo foi criado:

$$p_{k,k+d} = \begin{cases} 0, & \text{se } d \leq 0, \text{ ou } d > k; \\ (1 - (1-p)^k)^{-1} \binom{k}{d} p^d (1-p)^{k-d}, & \text{se } 0 \leq d \leq k. \end{cases}$$

- b) Não. Os incrementos de processo de nascimento e morte são  $\pm 1$ . O que não é o caso para esse processo.
- c) O limite  $\lim_{t \rightarrow \infty} X(t) = \infty$ , o que pode ser visto, por exemplo, de seguinte forma. Seja  $Y$  processo de Poisson com a taxa  $\lambda p$  (o que corresponde a taxa  $\lambda(1 - (1-p)^k)$  quando  $k = 1$  valor minimal possível). Assim para qualquer estado  $k \geq 1$

$$\lambda(1 - (1-p)^k) \geq \lambda p$$

ou o processo  $Y$  é “mais devagar” de que o processo  $X$ , o que significa que o processo  $X$  é maior de que o processo  $Y$  quase sempre (isso precisa de uma prova rigorosa usando acoplamento de processos, por exemplo, mas intuitivamente isso é claro)

$$Y(t) \leq X(t) \text{ quase certamente para qualquer } t > 0. \tag{1}$$

Mas em exercício anterior, 3b, vimos que o processo de Poisson converge para infinito, isso, pela dominância significa que  $X$  também converge para infinito.

- d) Nunca.

□