

Teoria do Risco

Aula 17

Danilo Machado Pires
danilo.pires@unifal-mg.edu.br

<https://www.portahalley.org/materiais.html#notas>



➤ Notas de aula da disciplina Teoria do Risco oferecida pelo curso de Bacharelado em Ciências Atuariais da Universidade Federal de Alfenas, Campus Varginha.

PIRES, M.D. **Processo de Poisson**. [Notas de aula]. Universidade Federal de Alfenas, Curso de Ciências Atuariais, Alfenas, 2026. Disponível em: <https://www.portahalley.org/materiais.html#notas>. Acessado em: 28 jun. 2026.

Modelo de risco Coletivo

O processo de Poisson para frequência de Sinistros

- Considere $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ um espaço de probabilidade e $T \neq \emptyset$ um conjunto (tempo). A cada $t \in T$ associa-se uma variável aleatória X_t função de Ω .
- Um processo estocástico é uma família de variáveis aleatórias **indexadas** por elementos t pertencentes a determinado intervalo (temporal ou espacial).

Processo estocástico

Seja γ um conjunto qualquer de indexação então um processo será definido por $\{X_t, t \in \gamma\}$. Assim dado $\gamma = \{L, D, Le, De\}$,

$$\{X_t, t \in \gamma\} = \{X_L, X_D, X_{Le}, X_{De}\}.$$

N_t pode ser o número de atendimentos em um hospital no intervalo $[0, t]$ ($t \in [0, 24]$), ou o número de acidentes no intervalo $[0, t]$ ($t \in [0, km]$) ou N_t pode ser um modelo para o número de impactos de asteroides desde uma certa data de referência etc.

Processo de Contagem

Um processo estocástico $\{N_t, t \geq 0\}$ pode ser entendido como um processo de contagem onde N_t representa o número de eventos que ocorreram num intervalo de tempo.

Esses eventos são descritos como pontos no eixo do tempo.

Processo de Contagem

Um processo estocástico $\{N_t, t \geq 0\}$ pode ser entendido como um processo de contagem se N_t representa o número de eventos que ocorreram num intervalo de tempo $(0, t]$ e se, para todo $t, s \geq 0$:

- $N_0 = 0$ (no instante inicial não há eventos)
- $N_t \in \mathbb{N}$
- $N_t \leq N_{t+s}$
- Para $s < t$, $N_t - N_s$ representa o número de eventos que ocorreram no intervalo de tempo $(s, t]$.

Processo de Contagem-Hipóteses adicionais

Condições que indicam que não haverá tendência a que os eventos se agrupem ...

1) Um processo de contagem tem incrementos independentes...

N_t (número de eventos ocorridos até t) é independente de $(N_{t+s} - N_t)$ (número de eventos ocorridos no intervalo $(t, t + s]$).

2) A probabilidade de que ocorra algum evento no intervalo $[0, t]$ está entre 0 e 1 nunca assumindo esses valores pois implicaria em certeza...

$$\forall, t > 0, \quad 0 < P(N_t > 0) < 1;$$

Processo de Contagem--Hipóteses adicionais

3) A probabilidade de que ocorra mais de um evento em um intervalo s , decresce em relação a probabilidade de ocorrer somente um evento nesse mesmo intervalo. Tal que:

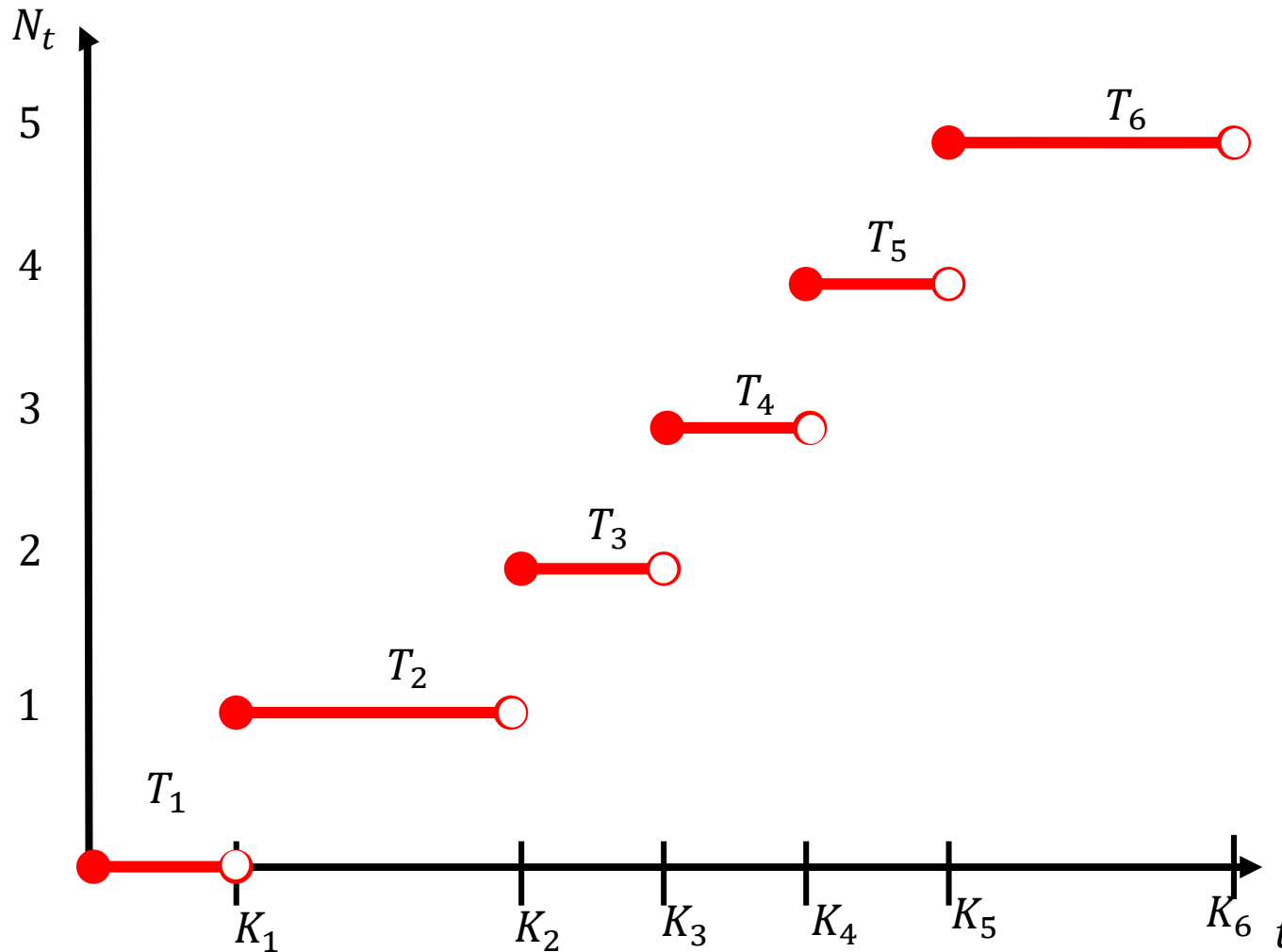
$$\forall, t > 0 \quad \lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t+s} - N_t > 1)}{P(N_{t+s} - N_t = 1)} = 0;$$

$P(N_{t+s} - N_t > 1)$ se torna desprezível em relação a $P(N_{t+s} - N_t = 1)$

4) $\{N_t, t \geq 0\}$ tem incrementos estacionários se a distribuição do número de eventos em um intervalo depender apenas de sua duração, e não do instante em que o intervalo começa.

$N_{t_2+s} - N_{t_1+s}$ identicamente distribuída a $N_{t_2} - N_{t_1}$

Processo de Contagem



- Para todo $i \geq 1$, K_i é o instante da i -ésima indenização (**tempo acumulado**, desde a inicialização do sistema).
- $T_1 = K_1$, $T_2 = K_2 - K_1$, $T_n = K_n - K_{n-1}$ tempo entre as indenizações (saltos).
- Função média de um processo pontual $\Lambda(t) = E(N_t)$ (n° esperado de falhas até o instante t).

O processo de Poisson

- Em uma carteira de seguro de veículos ou residencial, a quantidade de sinistros que serão observados é um número aleatório.
- Diversas variáveis que podem impactar no número de ocorrências podendo dificultar a estimação exata desse valor.
- Uma alternativa largamente apresentada na literatura é a proposição de que o processo de Poisson pode modelar o processo de registro de sinistros.

O processo de Poisson

- O processo estocástico de Poisson é um processo de contagem de eventos aleatórios pontuais.
- O processo de Poisson possui a propriedade de Markov: dada a informação disponível no instante t , a evolução futura do processo depende apenas do estado atual e não da trajetória anterior.

O processo de Poisson Homogêneo

É dito que um processo de contagem $\{N_t, t \geq 0\}$ é um processo de Poisson homogêneo de intensidade λ , se as seguintes hipóteses estiverem satisfeitas:

a) $N_0 = 0$

b) O processo tem incrementos estacionários e independentes;

c) Se $\forall s \rightarrow 0^+, P(N_{t,t+s} = 1) = \lambda s + o(s)$

d) Se $\forall s \rightarrow 0^+, P(N_{t,t+s} > 1) = o(s)$

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{o(s)}{s} = 0$$

O processo de Poisson Homogêneo

A **condição c)** está relacionada a probabilidade de ocorrer um evento no intervalo, decrescer em relação a s a uma taxa constante λ .

$$P(N_{t,t+s} = 1) = \lambda s + o(s)$$

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t,t+s} = 1)}{s} = \lim_{s \rightarrow 0} \frac{\lambda s}{s} + \lim_{s \rightarrow 0} \frac{o(s)}{s}$$

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t,t+s} = 1)}{s} = \lambda$$

O processo de Poisson Homogêneo

A **condição d)** estabelece que será nula a probabilidade de ocorrer mais de um evento em um intervalo de tempo s infinitesimal:

$$P(N_{t,t+s} > 1) = o(s)$$

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t,t+s} > 1)}{s} = \lim_{s \rightarrow 0} \frac{o(s)}{s} = 0$$

À medida que s se aproxima de 0, a probabilidade de ocorrer mais de um evento nesse intervalo decresce rapidamente tendendo a 0.

As condições c e d, nos dizem que em cada instante de tempo ocorre, no máximo uma indenização.

O processo de Poisson H. (Demonstração)

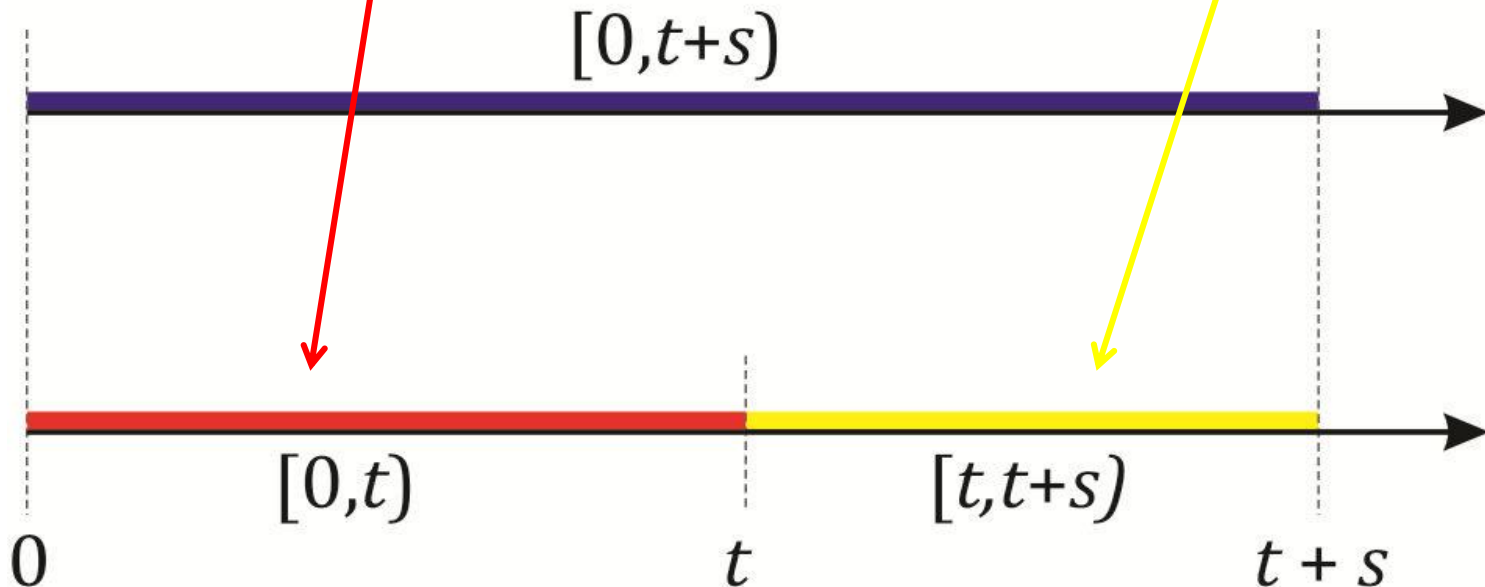
Por conveniência, seja t um valor no tempo após o tempo 0, então o intervalo $(0, t]$ tem amplitude t , e o intervalo $(t, t + s]$ tem amplitude s .

$$P(N_s = n) = P(\text{n ocorrências em um intervalo de tempo de tamanho } s).$$

Logo:

$$P(N_{t+s} = 0) = P(\text{0 ocorrências no intervalo de tempo } (0, t + s])$$

$$P(N_{t+s} = 0) = P(\text{0 ocorrências em } (0, t] \text{ e 0 ocorrências em } (t, t + s])$$



O processo de Poisson H. (Demonstração)

Considerando que o processo tem incrementos estacionários e independentes temos que:

$$P(N_{t+s} = 0) = P(N_t = 0)P(N_s = 0)$$

$$P(N_{t+s} = 0) = P(N_t = 0)\{1 - [P(N_s = 1) + P(N_s > 1)]\}$$

Adicionalmente ao se considerarem as hipóteses (c) e (d), tem-se:

$$P(N_{t+s} = 0) = P(N_t = 0)\{1 - [\lambda s + o(s) + o(s)]\}$$

Logo:

$$P(N_{t+s} = 0) = P(N_t = 0) - \lambda s P(N_t = 0) - P(N_t = 0)[o(s) + o(s)]$$

$$P(N_{t+s} = 0) - P(N_t = 0) = -\lambda s P(N_t = 0) - P(N_t = 0)[o(s) + o(s)]$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$P(N_{t+s} = 0) - P(N_t = 0) = -\lambda s P(N_t = 0) - P(N_t = 0)[o(s) + o(s)]$$

Ao se dividir por s , ambos os lados da equação, chegamos a:

$$\frac{P(N_{t+s} = 0) - P(N_t = 0)}{s} = -\lambda P(N_t = 0) - P(N_t = 0) \frac{[o(s) + o(s)]}{s}$$

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t+s} = 0) - P(N_t = 0)}{s} = \lim_{s \rightarrow 0} -\lambda P(N_t = 0) - \lim_{s \rightarrow 0} P(N_t = 0) \frac{[o(s) + o(s)]}{s}$$

$$\frac{dP(N_t = 0)}{dt} = -\lambda P(N_t = 0)$$

Trata-se de uma equação diferencial ordinária de primeira ordem.

$$\lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{f(x + \Delta x) - f(x)}{\Delta x} = \frac{df(x)}{dx}$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$\frac{dP(N_t = 0)}{P(N_t = 0)} = -\lambda dt$$

$$\int (P(N_t = 0))^{-1} dP(N_t = 0) = \int -\lambda dt$$

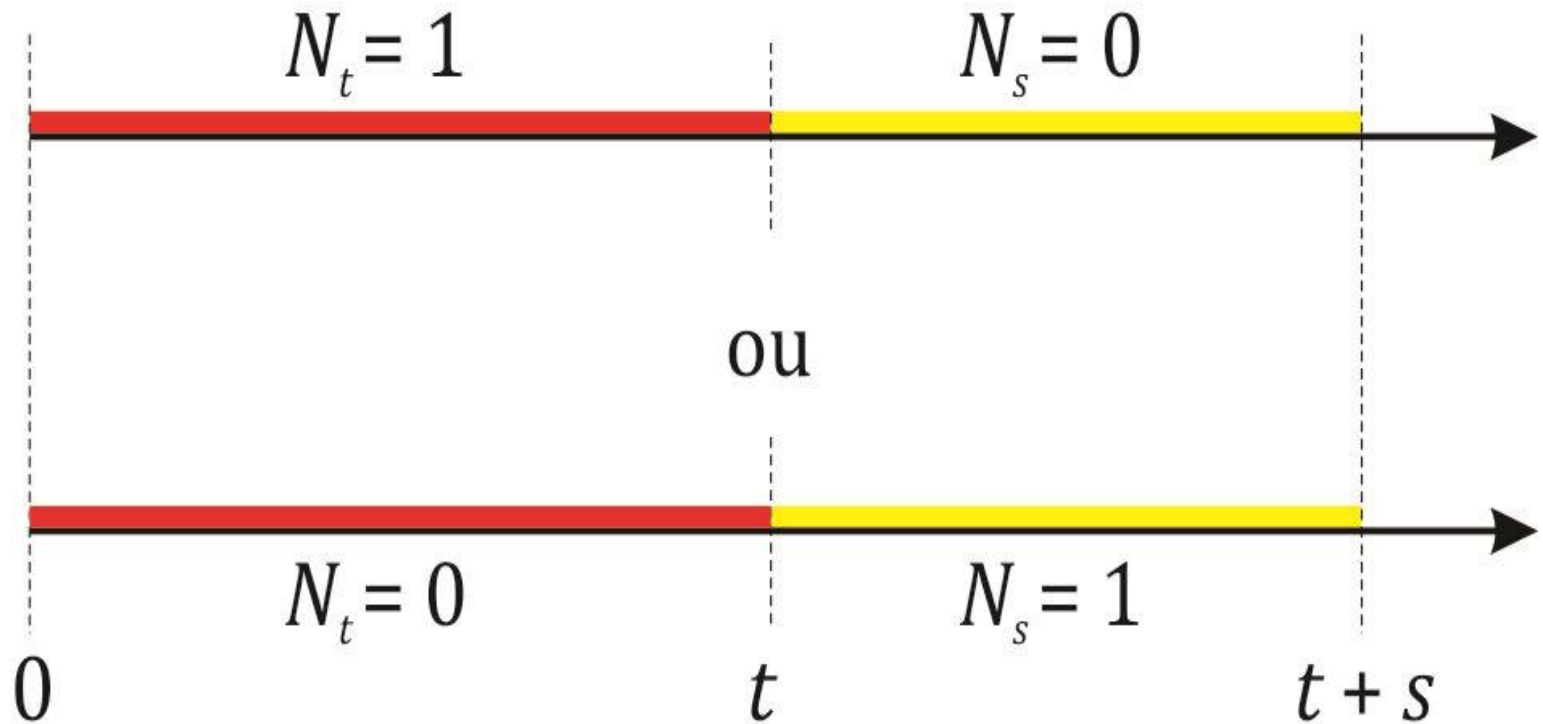
$$\ln P(N_t = 0) = -\lambda t$$

Logo

$$P(N_t = 0) = e^{-\lambda t}$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$P(N_{t+s} = 1) = P(N_t = 1)P(N_s = 0) + P(N_t = 0)P(N_s = 1)$$



$$P(N_{t+s} = 1) = P(N_t = 1)[1 - P(N_s = 1) - P(N_s > 1)] + P(N_t = 0)P(N_s = 1)$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$P(N_{t+s} = 1) = P(N_t = 1)[1 - P(N_s = 1) - P(N_s > 1)] + P(N_t = 0)P(N_s = 1)$$

$$P(N_{t+s} = 1) = P(N_t = 1)[1 - \lambda s - o(s) - o(s)] + P(N_t = 0)[\lambda s + o(s)]$$

$$P(N_{t+s} = 1) = P(N_t = 1) - P(N_t = 1)\lambda s - P(N_t = 1)[o(s) + o(s)] + P(N_t = 0)\lambda s + P(N_t = 0)o(s)$$

$$P(N_{t+s} = 1) - P(N_t = 1) = -P(N_t = 1)\lambda s - P(N_t = 1)[o(s) + o(s)] + P(N_t = 0)\lambda s + P(N_t = 0)o(s)$$

Dividindo ambos os lados por s , tem-se:

$$\frac{P(N_{t+s} = 1) - P(N_t = 1)}{s} = -P(N_t = 1)\lambda - \frac{P(N_t = 1)[o(s) + o(s)]}{s} + P(N_t = 0)\lambda + \frac{P(N_t = 0)o(s)}{s}$$

Fazendo $s \rightarrow 0$, temos

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_{t+s} = 1) - P(N_t = 1)}{s} = \lim_{s \rightarrow 0} -P(N_t = 1)\lambda - \lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_t = 1)[o(s) + o(s)]}{s} + \lim_{s \rightarrow 0} P(N_t = 0)\lambda + \lim_{s \rightarrow 0} \frac{P(N_t = 0)o(s)}{s}$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$\frac{dP(N_t = 1)}{dt} = -P(N_t = 1)\lambda + P(N_t = 0)\lambda$$

Como $P(N_t = 0) = e^{-\lambda t}$, temos a seguinte equação diferencial linear, de 1º ordem com coeficientes constantes:

$$\begin{aligned}\frac{dP(N_t = 1)}{dt} &= -P(N_t = 1)\lambda + \lambda e^{-\lambda t} \\ \frac{dP(N_t = 1)}{dt} + P(N_t = 1)\lambda &= \lambda e^{-\lambda t}\end{aligned}$$

Fator de integração $e^{\lambda t}$

$$e^{\lambda t} \frac{dP(N_t = 1)}{dt} + e^{\lambda t} P(N_t = 1)\lambda = e^{\lambda t} \lambda e^{-\lambda t}$$

$$\frac{d[P(N_t = 1)e^{\lambda t}]}{dt} = e^{\lambda t} \lambda e^{-\lambda t}$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$\frac{d[P(N_t = 1)e^{\lambda t}]}{dt} = e^{\lambda t} \lambda e^{-\lambda t}$$

$$\int d[P(N_t = 1)e^{\lambda t}] = \int \lambda dt$$

$$P(N_t = 1)e^{\lambda t} = \lambda t$$

$$P(N_t = 1) = \lambda t e^{-\lambda t}$$

O processo de Poisson H. (Demonstração)

$$\frac{dP(N_t = 0)}{dt} = -P(N_t = 0)\lambda \quad \rightarrow P(N_t = 0) = \frac{(\lambda t)^0 e^{-\lambda t}}{0!}$$

$$\frac{dP(N_t = 1)}{dt} = -P(N_t = 1)\lambda + P(N_t = 0)\lambda \quad \rightarrow P(N_t = 1) = \frac{(\lambda t)^1 e^{-\lambda t}}{1!}$$

De forma similar para se encontrar n ocorrências no intervalo de tempo t basta resolver a equação diferencial:

$$\frac{dP(N_t = n)}{dt} = -P(N_t = n)\lambda + P(N_t = n - 1)\lambda \quad \rightarrow P(N_t = n) = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}$$

$$P(N_t = n) = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}$$

O processo de Poisson Homogêneo

Em consequência dessas hipóteses, $\{N_t, t > 0\}$ é um processo de Poisson **Homogêneo** com média λt , para todo $t > 0$

$$P(N_t = n) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!}, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

$$E(N_t) = \lambda t = \text{var}(N_t), \quad M_{N_t}(r) = e^{\lambda t(e^r - 1)}$$

t pode ser entendido como o tamanho do intervalo de tempo sob análise.

Como a função intensidade é constante $\lambda(t) = \lambda$, o processo de Poisson Homogêneo não pode ser usado para modelar sistemas em **deterioração ou melhoria**.

O processo de Poisson Homogêneo

O processo de Poisson é adequado quando:

- A taxa $\lambda(t) = \lambda$ é constante no tempo
- Quando o sistema modelado não apresenta **deterioração ou melhoria.**
- Ocorrências são independentes
- Não há dois eventos simultâneos
 - Chamadas em call centers
 - Decaimentos radioativos
 - Pacotes em redes de comunicação
 - ...

EXEMPLO 1 :Suponha que a média do número de chamadas telefônicas que uma central telefônica recebe é de 30 chamadas por hora.

- a) Qual a probabilidade que não tenha nenhuma chamada em um período de 3 minutos?
- b) Qual a probabilidade que ocorra mais que 5 chamadas em um intervalo de 5 minutos?

$$\lambda = \frac{30}{60} = 0,5 / m$$

a)

$$P(N_3 = 0) = \frac{e^{-0,5 \times 3} (0,5 \times 3)^0}{0!} = 0,223$$

b)

$$P(N_5 > 5) = 1 - \sum_{n=0}^5 \frac{e^{-0,5 \times 5} (0,5 \times 5)^n}{n!} = 0,42$$

$$P(N_5 > 5) = 1 - [P(N_5 = 0) + P(N_5 = 1) + P(N_5 = 2) \dots + P(N_5 = 5)]$$

O processo de Poisson Homogêneo

Quando o λ por unidade de tempo é alta e/ou o intervalo de tempo é suficientemente longo...

$$\lambda t \rightarrow \infty : P(N_t \leq n) = \Phi\left(\frac{n - \lambda t}{\sqrt{\lambda t}}\right)$$

Bibliografia

- FERREIRA, P. P. **Modelos de precificação e ruína para seguros de curto prazo**. Rio de Janeiro: Funenseg, 2002.
- CENTENO, M. L. **Teoria do risco na actividade seguradora**. Oeiras: Celta, 2003.
- PACHECO, R. **Matemática Atuarial de Seguros de Danos**. Editora Atlas, 2014.
- RODRIGUES, J. A. **Gestão de risco atuarial**. São Paulo: Saraiva, 2008.
- PIRES, M.D.; COSTA, L.H.; FERREIRA, L.; MARQUES, R. **Teoria do risco atuarial: Fundamentos e conceitos**. Curitiba: CRV 2020.

