

# Estadística & Probabilidade - Exemplos - 2023/02

Prof. Hugo Carvalho

21/11/2023

## SLIDE 173:

- a) Seja  $X$  o número de partículas emitidas pela fonte radioativa em um período de uma hora. Primeiramente calculemos o parâmetro  $\lambda$ . Temos que

$$0,00673 = \mathbb{P}(X = 0) = e^{-\lambda} \Rightarrow \lambda = -\ln(0,00673) = 5,00,$$

na precisão de duas casas decimais.

A probabilidade desejada é então dada por:

$$\mathbb{P}(X > 10) = 1 - \mathbb{P}(X \leq 10) = 1 - \sum_{x=0}^{10} \mathbb{P}(X = x) = 1 - \sum_{x=0}^{10} e^{-5} \frac{5^x}{x!} = 1 - 0,99 = 0,01 = 1\%.$$

- b) Note primeiramente que  $Y$  assume os valores  $0, 1, 2, \dots, 10$ . Se  $y = 0, 1, 2, \dots, 9$ , então

$$\mathbb{P}(Y = y) = \mathbb{P}(X = y) = e^{-5} \frac{5^y}{y!}.$$

Se  $y = 10$ , temos que

$$\mathbb{P}(Y = 10) = \mathbb{P}(X \geq 10) = 1 - \mathbb{P}(X < 10) = 1 - \sum_{x=0}^9 e^{-5} \frac{5^x}{x!}.$$

- c) Pela propriedade da perda de memória da exponencial, temos que:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T > 5/6 | T > 1/3) &= \mathbb{P}(T > 1/2) \\ &= \int_{1/2}^{\infty} 5e^{-5t} dt \\ &= 0,08 \\ &= 8\%. \end{aligned}$$

## SLIDE 174:

- a)

$$\frac{\mathbb{P}(B|A)}{\mathbb{P}(C|A)} = \frac{\mathbb{P}(B \cap A)/\mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(C \cap A)/\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(A|B)\mathbb{P}(B)}{\mathbb{P}(A|C)\mathbb{P}(C)},$$

onde na primeira igualdade usamos a definição de probabilidade condicional e na segunda usamos a Regra da Multiplicação.

- b) O resultado acima nos dá uma maneira de comparar as probabilidades dos eventos  $B$  e  $C$  após a informação da ocorrência do evento  $A$ , com base nas probabilidades *a priori* da ocorrência de  $B$  e  $C$ , e das verossimilhanças de  $A$  condicionados em  $B$  e em  $C$ .
- c) O enunciado nos informa que  $\mathbb{P}(B) = 3\mathbb{P}(C)$  e também  $\mathbb{P}(A|C) = 2\mathbb{P}(A|B)$ . Substituindo acima, temos que:

$$\frac{\mathbb{P}(B|A)}{\mathbb{P}(C|A)} = \frac{3\mathbb{P}(C)}{\mathbb{P}(C)} \frac{\mathbb{P}(A|B)}{2\mathbb{P}(A|B)} = \frac{3}{2},$$

de modo que  $\mathbb{P}(B|A) = \frac{3}{2}\mathbb{P}(C|A)$ . Portanto, antes da observação da evidência  $A$ , a hipótese  $B$  era três vezes mais provável que a  $C$ ; à luz da nova evidência, a hipótese  $B$  ainda é mais provável que  $C$ , porém agora somente uma vez e meia mais provável.

**SLIDE 175:**

- a) Denote por  $X$  o número de inversões. Temos que  $X = \sum_{i=2}^n X_i$ , onde a variável aleatória  $X_i$  vale 1 se ocorreu uma

inversão entre os lançamentos  $i-1$  e  $i$ , e 0 caso contrário. Temos então que  $\mathbb{E}[X] = \sum_{i=2}^n \mathbb{E}[X_i] = \sum_{i=2}^n \mathbb{P}(X_i = 1)$ .

Para calcular  $\mathbb{P}(X_i = 1)$ , note que

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_i = 1) &= \mathbb{P}(\text{cara no } (i-1)\text{-ésimo lançamento e coroa no } i\text{-ésimo lançamento}) + \\ &\quad \mathbb{P}(\text{coroa no } (i-1)\text{-ésimo lançamento e cara no } i\text{-ésimo lançamento}) \\ &= p(1-p) + (1-p)p \\ &= 2p(1-p).\end{aligned}$$

Portanto, temos que  $\mathbb{E}[X] = \sum_{i=2}^n 2p(1-p) = 2(n-1)p(1-p)$ .

- b) Derivando e igualando a zero a quantidade obtida no item a), vemos que ela é maximizada para  $p^* = 1/2$ . Tal ponto de fato é ponto de máximo, pois a expressão para  $\mathbb{E}[X]$ , como função de  $p$ , é uma função do segundo grau com concavidade voltada para baixo, de modo a ter um único máximo global.
- c) A moeda honesta é a que carrega maior incerteza possível em relação ao resultado observado, portanto é plausível que uma moeda honesta tenha a maior quantidade esperada possível de inversões.

**SLIDE 176:**

- a) Seja  $X$  o peso do óleo contido na lata, e denote por  $Z$  uma variável aleatória com distribuição normal padrão. A probabilidade desejada é dada por:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X > 1.000) + \mathbb{P}(X < 980) &= \mathbb{P}\left(\frac{X - 990}{10} > \frac{1.000 - 990}{10}\right) + \mathbb{P}\left(\frac{X - 990}{10} < \frac{980 - 990}{10}\right) \\ &= \mathbb{P}(Z > 1) + \mathbb{P}(Z < -1) \\ &= 2\mathbb{P}(Z > 1) \\ &= 2[1 - \mathbb{P}(Z \leq 1)] \\ &= 2[1 - 0,8413] \\ &= 0,3174.\end{aligned}$$

- b) Cada lata tem probabilidade 0,3174 de ser imprópria para venda, de modo que a probabilidade de termos 2 latas impróprias para venda em uma amostra de 5, assumindo independência, é descrita analogamente à uma variável aleatória Binomial, ou seja,

$$\binom{5}{2} (0,3174)^2 (1 - 0,3174)^3 = 0,3204.$$

- c) Queremos encontrar  $c$  de modo que a relação abaixo seja satisfeita:

$$\begin{aligned}0,05 &= \mathbb{P}(X > 990 + c) + \mathbb{P}(X < 990 - c) \\ &= \mathbb{P}(Z > c/10) + \mathbb{P}(Z < -c/10) \\ &= 2\mathbb{P}(Z > c/10) \\ &= 2[1 - \mathbb{P}(Z \leq c/10)].\end{aligned}$$

Isso implica que devemos ter  $\mathbb{P}(Z \leq c/10) = 0,975$ , que segundo a tabela nos dá  $c/10 = 1,96$ . Ou seja, para que somente 5% das latas sejam consideradas impróprias para venda, devemos ter que seu peso esteja 19,6g acima ou abaixo da média.

**SLIDE 177:**

- a) Denote por  $X_i$  a concentração de nicotina no  $i$ -ésimo cigarro. Temos que  $\mu = \mathbb{E}[X_i] = 2,2$  e  $\sigma = \sqrt{\mathbb{V}(X_i)} \approx 0,5477$ , pois estamos supondo ser verdadeira a alegação da companhia de cigarros. Denote por  $Z$  uma variável aleatória normal padrão. Pelo Teorema Central do Limite, a quantidade que queremos calcular é aproximada por:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}\left(\frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} X_i \geq 3,1\right) &= \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^{100} X_i \geq 310\right) \\ &\approx \mathbb{P}\left(Z \geq \frac{310 - 100 \times 2,2}{\sqrt{100} \times 0,5477}\right) \\ &= \mathbb{P}(Z \geq 16,432) \\ &\approx 0.\end{aligned}$$

- b) O resultado obtido no item a) não nos dá margem a acreditar na veracidade da informação informada pela empresa, pois se ela fosse de fato verdade, a probabilidade de observarmos uma quantidade de nicotina média maior que ou igual a 3,1 mg em uma amostra de 100 cigarros é essencialmente nula.