Anotaçõess de Inferência Frequentista

Gustavo S. Garone

2025 - 02 - 01

Índice

Preface

This is a Quarto book.

To learn more about Quarto books visit https://quarto.org/docs/books.

1 Introdução

Este livrete é um compilado de minhas anotações para as Disciplinas MAE0225 e MAE301, ambas ministradas pelo Professor Alexandre Galvão Patriota.

Para quaisquer erros, sugestões e críticas, contactar em gustavo.garone arroba usp.br

2 Modelos Estatísticos na abordagem clássica

Em teoria de probabilidades, conhecemos a medida de probabilidade, logo, fazemos descrições probabilísticas.

$$(\Omega, \mathcal{A}, P) \stackrel{\mathbf{X}}{\to} (\mathbb{R}, \mathcal{B}, P_{\mathbf{X}})$$

Na prática, contudo, não conhecemos a medida P.

Definimos então uma família de medidas de probabilidades que possivelmente descrevem o comportamento aleatório dos dados.

O Modelo Estatístico é definido pela trinca

$$(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$$

em que Ω é o espaço amostral (evento certo), \mathcal{A} é a Sigma álgebra, uma família de subconjuntos ou eventos em Ω , e \mathcal{P} é uma família de medidas de probabilidade que possivelmente descrevem o comportamento aleatório dos dados ou eventos sobre investigação.

2.1 Modelo Estatístico Paramétrico

Se $\mathcal{P} = \{P_{\theta} : \theta \in \Theta\}$, em que $\Theta \subseteq \mathbb{R}^P$ e $p \in \mathbb{N}$, então dizemos que $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$ é um modelo estatístico **Paramétrico**.

Caso não exista $\Theta \subseteq \mathbb{R}^P$ fixo, então dizemos que o modelo é não-paramétrico. *Obs*: Θ é o espaço paramétrico e θ é o vetor de parâmetros. θ **Não*** é variável aleatória, apenas indexa as medidas de probabilidade.

2.1.1 Exemplos

2.1.1.1 Exemplo de Bernoulli

Considere um Ensaio de Bernoulli

$$\Omega = \{S, F\}, \mathcal{A} = 2^{\Omega}$$

Temos algum conhecimento prévio que sugere que as probabilidades de sucesso podem ser 0.1, 0.5, 0.9

Nesse caso,

$$\mathcal{P} = \{P_1, P_2, P_3\}$$

em que

$$\begin{cases} P_1(\{S\}) = 0.1; \ P_1(\{F\}) = 0.9; \ P_1(\Omega) = 1 \\ P_2(\{S\}) = 0.5; \ P_2(\{F\}) = 0.5; \ P_2(\Omega) = 1 \\ P_3(\{S\}) = 0.9; \ P_3(\{F\}) = 0.1; \ P_3(\Omega) = 1 \end{cases}$$

Observe que

$$\mathcal{P} = \{P_{\theta} : \theta \in \Theta\}$$

em que $\Theta = \{1, 2, 3\} \subseteq \mathbb{R}$ Portanto, $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$ é um modelo paramétrico.

2.1.1.2 Exemplo de Exponencial

Seja $X: \Omega \to \mathbb{R}$ tal que

$$X(\omega) = \begin{cases} 1, \omega = \mathbf{S} \\ 0, c.c. \end{cases}$$

$$E_{\theta}(X) = \sum_{x=0}^{1} x P_{\theta}(X = x)$$

$$\begin{cases} \theta = 1 \Rightarrow E_1(X) = 0.1 \\ \theta = 2 \Rightarrow E_2(X) = 0.5 \\ \theta = 3 \Rightarrow E_3(X) = 0.9 \end{cases}$$

Seja $\Omega = (0, \infty)$ e \mathcal{A} uma sigma-álgebra de Ω (Sigma-Álgebra de Borel) Ω representa o tempo até a ocorrência de um evento (uma reclamação, por exemplo) Temos conhecimento prévio de que as funções densidade de probabilidade que possivelmente descrevem esse evento são:

$$\begin{split} f_1(\omega) &= \begin{cases} \mathrm{e}^{-1\omega}, \omega > 0 \\ 0, c.c. \end{cases} \\ f_2(\omega) &= \begin{cases} 2\mathrm{e}^{-2\omega}, \omega > 0 \\ 0, c.c. \end{cases} \\ f_3(\omega) &= \begin{cases} \frac{1}{2}\mathrm{e}^{-\frac{1}{2}\omega}, \omega > 0 \\ 0, c.c. \end{cases} \\ f_4(\omega) &= \begin{cases} \frac{1}{10}\mathrm{e}^{-\frac{1}{10}\omega}, \omega > 0 \\ 0, c.c. \end{cases} \end{split}$$

e Ps,

$$\begin{split} P_1(A) &= \int_A f_1(\omega) d\omega \\ P_2(A) &= \int_A f_2(\omega) d\omega \\ P_3(A) &= \int_A f_3(\omega) d\omega \\ P_4(A) &= \int_A f_4(\omega) d\omega \end{split}$$

Dessa forma,

$$P_{\theta} = \int_{A} f_{\theta}(\omega) d\omega, \omega \in \Omega$$

e $\Omega = \{1,2,3,4\}$ Seja $X:\Omega \to \mathbb{R}$ tal que

$$X(\omega) = \omega$$

Note que

$$E_{\theta}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{\theta}(x) dx, \theta \in \{1, 2, 3, 4\}$$

$$E_{\theta}(X) = \begin{cases} 1, & \theta = 1 \\ \frac{1}{2}, & \theta = 2 \\ 2, & \theta = 3 \\ 10, & \theta = 4 \end{cases}$$

2.2 Principais Modelos Estatísticos

2.2.1 Modelo Estatístico de Bernoulli

Dizemos que X é uma variável aleatória com modelo de Bernoulli se, e somente se,

$$P_{\theta}(X = x) = \begin{cases} \theta^{x} \cdot (1 - \theta)^{1 - x}, x \in \{0, 1\} \\ 0, x \notin \{0, 1\} \end{cases}$$

em que $\theta \in \Theta$ e $\Theta = (0,1) \subseteq \mathbb{R}$ O parâmetro é a probabilidade de sucesso

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \theta \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \theta(1 - \theta) \\ P_{\theta}(X = 1) = \theta, P_{\theta}(X = 0) = 1 - \theta \end{cases}$$

2.2.2 Modelo Estatístico Binomial

Dizemos que X é uma variável aleatória com modelo binomial se, e somente se,

$$P_{\theta}(X=x) = \begin{cases} \binom{n}{x} \cdot \theta^x \cdot (1-\theta)^{n-x}, x \in \{0,1,\dots,n\} \\ 0, x \notin \{0,1,\dots,n\} \end{cases}$$

em que n é conhecido e fixado previamente, θ é a probabilidade de sucesso (parâmetro do modelo) e $\Theta = (0,1)$ é o espaço paramétrico

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = n\theta \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = n\theta(1-\theta) \\ P_{\theta}(X=0) = (1-\theta)^n, \dots, P_{\theta}(X=n) = \theta^n \end{cases}$$

2.2.3 Modelo Estatístico Geométrico

Dizemos que X é uma variável aleatória com modelo estatístico geométrico se, e somente se,

$$P_{\theta}(X=x) = \begin{cases} \theta(1-\theta)^{x-1}, x \in \{1,\dots\} \\ 0, x \notin \{1,\dots\} \end{cases}$$

em que θ é o parâmetro do modelo (probabilidade de sucesso) e $\Theta=(0,1)$ é o espaço paramétrico

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \frac{1}{\theta} \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \frac{1-\theta}{\theta^2} \end{cases}$$

2.2.4 Modelo de Poisson

Dizemos que X é uma variável aleatória com modelo estatístico Poisson, se, e somente se,

$$P_{\theta}(X=x) = \begin{cases} \mathrm{e}^{-\theta} \cdot \frac{\theta^x}{x!}, x \in \{0,1,\dots\} \\ 0, x \notin \{0,1,\dots\} \end{cases}$$

em que θ é a taxa média de ocorrência do evento (parâmetro do modelo) e $\Theta=(0,\infty)$, o espaço paramétrico.

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \theta \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \theta \end{cases}$$

2.2.5 Modelo Multinomial

Dizemos que X é um Vetor Aleatório com modelo estatístico Multinomial se, e somente se a função de probabilidade é

$$P_{\theta}(X_1=x_1,\ldots,X_k=x_k) = \begin{cases} \frac{n!}{x_1!x_2!\ldots x_k!} \cdot \theta_1^{x_1}\cdot,\cdots, \cdot \theta_k^{x_n} & x_1+\cdots+x_k=n \\ 0,c.c & \end{cases}$$

em que $\theta_1+\dots+\theta_k=1$ e $0\leq\theta_i\leq1,\,\forall i=1,2,\dots,k,\,\Theta=\{(\theta_1,\dots,\theta_k)\in\mathbb{R}^k:0\leq\theta_i\leq1,i=1,\dots,k,\theta_1+\dots+\theta_k=1\}$

$$\begin{cases} E_{\theta}(X_i) = n\theta_i \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X_i) = n\theta i (1 - \theta_i) \\ \operatorname{Cov}(X_i X_j) = -n\theta_i \theta_j \end{cases}$$

Esse modelo tem aplicação em modelos de linguagem como o ChatGPT. (k como tamanho do vocabulário, $n=1,\,\theta_1=$ probabilidade de escolher o primeiro elemento do vocabulário e assim por diante.)

2.2.6 Modelo Uniforme contínuo

Dizemos que X é uma variável aleatória contínua com modelo estatístico Uniforme em $(\theta_1, \theta_2), \theta_2 > \theta_1$, se, e somente se, a sua Função Densidade de Probabilidade é

$$f_{\theta}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_2 - \theta_1}, x \in (\theta_1, \theta_2) \\ 0, c.c. \end{cases}$$

em que $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ vetor, $\Theta = \{\theta \in \mathbb{R}^2: \theta_2 > \theta_1\}$

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \frac{b+a}{2} \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \frac{(b-a)^2}{12} \end{cases}$$

 $X \sim U(\theta_1, \theta_2), \theta = (\theta_1, \theta_2)$ Vetor de Parâmetros

2.2.7 Modelo Exponencial

Dizemos que X é uma variável aleatória contínua com modelo estatístico Exponencial se, e somente se, a sua Função Densidade de Probabilidade é dada por

$$f_{\theta}(x) = \begin{cases} \theta e^{-\theta x}, x > 0 \\ 0, c.c. \end{cases}$$

em que $\theta>0, \Theta=\{\theta\in\mathbb{R}:\theta>0\}$

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \frac{1}{\theta} \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \frac{1}{\theta^2} \end{cases}$$

$$X \sim \text{Exp}(\theta), \theta > 0$$

2.2.8 Modelo Normal

Dizemos que X é uma variável aleatória contínua com modelo estatístico Normal com média μ e variância σ^2 se, e somente se, a sua Função Densidade de Probabilidade é dada por

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}, x \in \mathbb{R}$$

em que $\theta = (\mu, \sigma^2) \in \Theta = \{(\mu, \sigma^2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}^+\}$

$$\begin{cases} E_{\theta}(X) = \mu \\ \operatorname{Var}_{\theta}(X) = \sigma^2 \end{cases}$$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2), \theta = (\mu, \sigma^2)$$
 Vetor de Parâmetros

3 População e Amostra

Veja: Modelo Estatístico para definições dos modelos estatísticos paramétricos.

3.1 Variável Populacional

Pela teoria estatística, população é o conjunto sob investigação de todos os potenciais elementos

A Variável Populacional representa os valores numéricos de cada elemento da população:

$$X \sim f_{\theta} \theta \in \Theta$$

em que f_{θ} é a Função Densidade de Probabilidade da Variável Aleatória populacional. θ é o vetor de parâmetros (desconhecido) e Θ é o espaço paramétrico

3.2 Amostra (Teórica)

É uma parte ou subconjunto da população.

3.2.1 Amostra Aleatória

Dizemos que (X_1,\ldots,X_n) é uma amostra aleatória de X (v.a. populacional) se X_1,\ldots,X_n forem independentes e identicamente distribuídas de acordo com a distribuíção de X Ou seja,

$$\text{Independentes} = \begin{cases} X_1 \sim f_{\theta,} \theta \in \Theta \\ . \\ . \\ . \\ X_n \sim f_{\theta}, \theta \in \Theta \end{cases}$$

3.3 Amostra (Observada)

É formada por valores numéricos após utilizar um procedimento de amostragem.

$$x_1,\dots,x_n$$

em que n é o tamanho amostral.

4 Quantidade de Interesse

 $\acute{\rm E}$ uma quantidade relacionada com a distribuição da variável aleatória populacional.

$$g(\theta)$$

Como
$$g(\theta)=E_{\theta}(X), g(\theta)=\mathrm{Var}_{\theta}(X), g(\theta)=P_{\theta}(X\geq 1)$$
e até $g(\theta)=\theta$

5 Distribuição Amostral

Seja (X_1,\dots,X_n) amostra aleatória (a.a.) de $X\sim f_{\theta \cdot}\theta\in\Theta$

a Função Densidade de Probabilidade conjunta de (X_1,X_2,\dots,X_n) é $\forall \theta\in\Theta,$ no caso discreto:

$$P_{\theta}(X_1=k_1,X_2=k_2,\dots,X_n=k_n) \stackrel{\mathrm{ind}}{=} \prod_{i=1}^n P_{\theta}(X_i=k_i) \stackrel{\mathrm{id}}{=} \prod_{i=1}^n P_{\theta}(X=k_i) \stackrel{\mathrm{def}}{=} \prod_{i=1}^n f_{\theta}(k_i)$$

no caso contínuo:

$$f_{\theta}^{(x)}(k_1, k_2, \dots, k_n) \stackrel{\text{i.i.d}}{=} \prod_{i=1}^n f_{\theta}(k_i)$$

5.1 Exemplos

5.1.1 Exemplo um

Seja (X_1,X_2,X_3) uma a.a de $X\sim \mathrm{Ber}(\theta), \theta\in(0,1)$ 1. Especifique o espaço paramétrico 2. Calcule a função de probabilidade da amostra 3. Encontre as seguintes quantidade de interesses em função de θ 1. $g(\theta)=E_{\theta}(X)$ 2. $g(\theta)=P_{\theta}(X=0)$ 3. $g(\theta)=\mathrm{CV}_{\theta}(X)$ Resolução 1. $\Theta=(0,1)$ 2. Duas resoluções possíveis 1. Dando valores à amostra

(X_1, X_2, X_3)	$P(X_1 = k_1, X_2 = k_2, X_3 = k_3) = \prod_{i=1}^{3} P_{\theta}(X = k_1)$
(0, 0, 0)	$(1-\theta)^3$
(0, 0, 1)	$(1-\theta)^2\theta$
(0, 1, 0)	$(1-\theta)^2\theta$
(1, 0, 0)	$(1-\theta)^2\theta$
(0, 1, 1)	$(1-\theta)\theta^2$
(1, 0, 1)	$(1-\theta)\theta^2$
(1, 1, 0)	$(1-\theta)\theta^2$
(1, 1, 1)	$ heta^3$

2. Enunciando a função Observe que, se $k \in \{0, 1\}$,

$$\begin{split} &P_{\theta}(X=k) = \theta^{k}(1-\theta)^{1-k} \cdot \mathbb{1}_{\{0,1\}}(k) \Rightarrow \\ &P_{\theta}(X_{1}=k, X_{2}=k_{2}, X_{3}=k_{3}) \overset{\text{i.i.d}}{=} \prod_{i=1}^{3} \{\theta^{k_{i}}(1-\theta)^{1-k_{1}}\mathbb{1}_{\{0,1\}}(k_{1})\} = \\ &= \theta^{\sum\limits_{i=1}^{3}k_{1}}(1-\theta)^{3-\sum\limits_{i=1}^{3}k_{1}} \prod_{i=1}^{3}\mathbb{1}_{\{0,1\}}(k_{i}) \end{split}$$

3. Em função de θ : 1. $g(\theta)=E_{\theta}(X)=\theta$ 2. $g(\theta)=P_{\theta}(X=0)=1-\theta$ 3. $g(\theta)=\mathrm{CV}_{\theta}(X)=\frac{\sqrt{\theta(1-\theta)}}{\theta}$

5.1.2 Exemplo dois

Seja (X_1,\ldots,X_n) uma a.a de $X\sim \mathrm{Ber}(\theta), \theta\in(0,1)$, encontre a f.p conjunta da amostra.

$$\begin{split} P_{\theta}(X_1 = k_1, \dots, X_n = k_n) &\stackrel{\text{iid}}{=} \prod_{i=1}^n P_{\theta}(X = k_i) = \prod_{i=1}^n \{\theta^{k_i} (1 - \theta)^{1 - k_i} \mathbbm{1}_{\{0, 1\}}(k_i)\} \\ &\Rightarrow P_{\theta}(X_1 = k_1, \dots, X_n = k_n) = \theta^{\sum\limits_{i=1}^n k_1} \cdot \theta^{n - \sum\limits_{i=i}^n k_i} \cdot \mathbbm{1}_{\{0, 1\}}(k_i) \end{split}$$

5.1.3 Exemplo três

Seja (X_1, \dots, X_n) uma a.a de $X \sim \operatorname{Pois}(\theta), \theta \in (0, \infty)$, encontre a f.p. conjunta da amostra. Como esse vetor é uma a.a. (ou seja, variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas), temos que

$$P_{\theta}(X_1=k_1,\dots,X_n=k_n) \stackrel{\mathrm{iid}}{=} \prod_{i=1}^n P_{\theta}(X=k_i) = \prod_{i=1}^n \{\mathrm{e}^{-\theta} \cdot \frac{\theta^{k_i}}{k_i!}\}$$

Sempre que $k_i \in \{0, 1, \dots\}, \forall i = 1, \dots, n$

$$\Rightarrow P_{\theta}(\dots) = \mathrm{e}^{-n\theta} \cdot \frac{\theta^{\sum\limits_{i=1}^{n} k_{i}}}{\prod_{i=1}^{n} (k_{i})!}$$

5.1.4 Exemplo contínuo um

Seja (X_1, \dots, X_n) uma a.a de $X \sim \text{Exp}(\theta), \theta \in (0, \infty)$, encontre a função densidade de probabilidade (f.d.p.) conjunta da amostra.

$$\begin{split} F_{\theta}^{(*)}(k_1,\ldots,k_n) &\stackrel{\text{iid}}{=} \prod_{i=1}^n f_{\theta}(k_i) = \prod_{i=1}^n \{\theta \mathrm{e}^{-\theta k_i} \cdot \mathbbm{1}_{(0,\infty)}(k_i)\} \\ &\Rightarrow f_{\theta}^{(*)}(\ldots) = \theta^n \cdot \mathrm{e}^{-\theta \sum\limits_{i=1}^n k_i} \cdot \prod_{i=1}^n \mathbbm{1}_{(0,\infty)}(k) \end{split}$$

5.1.5 Exemplo contínuo dois

Seja (X_1,\ldots,X_n) uma a.a. (i.i.d) de $X\sim N(\mu,\sigma^2)$ em que $\theta=(\mu,\sigma^2)\in\Theta=\mathbb{R}\times\mathbb{R}_+$. Considere $\stackrel{x}{\sim}=(x_1,\ldots,x_n)$ a amostra observada.

$$\begin{split} L_{\stackrel{\times}{\sim}} & \stackrel{\text{iid}}{=} \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \text{exp}\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_1 - \mu)^2\} \right\} \\ & = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{x}{2}}} \cdot \text{exp}\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\} \end{split}$$