# Tópicos da aula



- Estimador de máxima verossimilhança (EMV);
  - ♦ Existência e unicidade;
  - ♦ Invariância do EMV;
  - ♦ Consistência do EMV;
- Limitações;



### Definição 21 (Estimador de máxima verossimilhança)

Para cada possível vetor (de observações)  $\mathbf{x}$ , seja  $\delta(\mathbf{x}) \in \Omega$  um valor de  $\theta \in \Theta$  de modo que a função de verossimilhança,  $L(\theta) \propto f(\mathbf{x} \mid \theta)$ , atinge o máximo. Dizemos que  $\hat{\theta} = \delta(\mathbf{X})$  é o **estimador de máxima verossimilhança** de  $\theta$  (Fisher, 1922)<sup>8</sup>. Quando observamos  $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ , dizemos que  $\delta(\mathbf{x})$  é uma estimativa de  $\theta$ . Dito de outra forma,

$$\max_{\theta \in \Omega} f(X \mid \theta) = f(X \mid \hat{\theta}).$$

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup>Ronald Aylmer Fisher (1890-1962), biólogo e estatístico inglês. Para a história do desenvolvimento do EMV, ver Aldrich (1997).



Na Definição 21, vemos  $\theta$  com um número real que indexa a distribuição de probabilidade conjunta dos dados.

- Poderíamos trocar<sup>9</sup>  $f(x \mid \theta)$  por  $f(x; \theta)$ ;
- Com o EMV, procuramos um valor de  $\theta$  de modo que a probabilidade de observarmos  $\boldsymbol{X} = \boldsymbol{x}$  seja máxima;
- Isso não nos diz nada sobre o quão provável  $\hat{\theta}$  é;
- $\bullet$  não é uma quantidade aleatória, portanto não admite afirmações probabilísticas.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup>Mas não vamos, pois a notação fica clara em quase todos os contextos.

# **Exemplos**



- Exponencial;
- Bernoulli;
- Normal;
  - $\diamond \mu$  desconhecida,  $\sigma^2$  conhecida;
  - $\diamond \mu$  conhecida,  $\sigma^2$  desconhecida;
  - $\phi$   $\mu$  e  $\sigma^2$  ambas desconhecidas.



- Exponencial:  $\hat{\theta} = \bar{X}_n$ ;
- Bernoulli  $\hat{\theta} = \bar{X}_n$ ;
- Normal;



#### Exemplo 5 (EMV para uniforme)

Suponha que  $X_1, X_2, ..., X_n$  perfazem uma amostra aleatória de uma distribuição uniforme no intervalo  $[0, \theta]$ ,  $\theta \in \mathbb{R}, \theta > 0$ . Considere a f.d.p.

$$f(x \mid \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, 0 \le x \le \theta, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases}$$
 (12)

A f.d.p. conjunta é

$$f_n(\mathbf{x} \mid \theta) = \begin{cases} \theta^{-n}, 0 \le x_i \le \theta \ (i = 1, 2, \dots, n), \\ 0, \text{ caso contrário,} \end{cases}$$
(13)

 $e \ o \ EMV \ \acute{\theta} = \max(x_1, x_2, \dots, x_n).$ 



#### Observação 5

A existência do EMV pode depender de detalhes irrelevantes acerca do espaço de parâmetros,  $\Omega$ .

### Exemplo 6 (Não existência do EMV)

Considere o Exemplo 5, mas agora com uma f.d.p. um pouco diferente:

$$f(x \mid \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, 0 < x < \theta, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases}$$
 (14)

É fácil mostrar que, nesse caso, o EMV não existe.



# Observação 6 (Unicidade do EMV)

Mesmo quando existe, o EMV nem sempre é único.

# Exemplo 7 (EMV para uma uniforme num intervalo de tamanho 1)

Suponha que  $X_1, X_2, ..., X_n$  perfazem amostra aleatória de uma distribuição uniforme no intervalo  $[\theta, \theta + 1]$ . A densidade conjunta é

$$f_n(\mathbf{x} \mid \theta) = \begin{cases} 1, \theta \le x_i \le \theta + 1, \ (i = 1, 2, \dots, n), \\ 0, \ caso \ contrário. \end{cases}$$
(15)

Defina  $m := \min(x_1, x_2, ..., x_n)$  e  $M := \max(x_1, x_2, ..., x_n)$ . Podemos reescrever (15) como

$$f_n(\mathbf{x} \mid \theta) = \begin{cases} 1, M - 1 \le \theta \le m, \ (i = 1, 2, \dots, n), \\ 0, \ caso \ contrário. \end{cases}$$
(16)

**Conclusão:**  $\hat{\theta}$  é qualquer valor no intervalo [M-1, m].



Suponha que estamos interessados em uma transformação do parâmetro  $\theta$ ,  $\phi(\theta)$ . Por exemplo, se  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  são Bernoulli com parâmetro p, podemos estar interessados na chance  $\omega = \phi(p) = p/(1-p)$ .

### Teorema 11 (Invariância do EMV)

Considere uma função  $\phi: \Omega \to \mathbb{R}$ . Se  $\hat{\theta}$  é um EMV para  $\theta$ , então  $\phi(\hat{\theta})$  é um EMV para  $\omega = \phi(\theta)$ .

**Prova:** Defina a *verossimilhança induzida*:

$$L^*(\omega) := \sup_{\{\theta:\phi(\theta)=\omega\}} L(\theta),$$

e note que o supremo desta função sobre  $\Omega$  é precisamente o EMV. Ver Casella & Berger, Teorema 7.2.10 (pág. 320) ou De Groot, Teorema 7.6.2 (pág 427). **Exemplo:** O EMV para o quadrado da média de uma normal,  $\mu^2$ , é  $\bar{X}_n^2$ .

#### Consistência do EMV



Sob condições de regularidade, o EMV é consistente, isto é  $\hat{\theta}_{\text{EMV}} \to \theta$ .

# Teorema 12 (Consistência do EMV)

Defina  $I(\theta) := \log f_n(\mathbf{x} \mid \theta)$  e assuma que  $X_1, X_2, \dots, X_n \sim f(\theta_0)$ , isto é, que  $\theta_0$  é o valor verdadeiro do parâmetro. Denote  $E_{\theta_0}[g] := \int_{\Omega} g(x, \theta) f(\mathbf{x} \mid \theta_0) dx$ . Suponha que

- $f(x_i | \theta)$  tem o mesmo suporte;
- $\theta_0$  é ponto interior de  $\Omega$ ;
- $I(\theta)$  é diferenciável;
- $\hat{\theta}_{EMV}$  é a única solução de  $I'(\theta) = 0$ .

Então,

$$\hat{\theta}_{EMV} \rightarrow \theta$$
.

**Prova:** (rascunho) mostrar que, para todo  $\theta \in \Omega$ ,

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\log f(X_i\mid\theta)\to E_{\theta_0}\left[\log f(\boldsymbol{X}\mid\theta)\right],$$

e aplicar a desigualdade de Jensen.

# O que aprendemos?



- Estimador de máxima verossimilhança (EMV); "Encontrar o valor do parâmetro que maxima a probabilidade observar os dados obtidos"
- Invariância ; "O EMV é invariante a transformações dos parâmetros; se  $\hat{\theta}$  é o EMV para  $\theta$ ,  $\psi(\hat{\theta})$  é o EMV para  $\psi(\theta)$ "
- Consistência; "Sob condições brandas de regularidade, o EMV converge para valor verdadeiro à medida que  $n \to \infty$ "
- Limitações;
  "O EMV não existe necessariamente, e mesmo quando existe, não precisa ser único"



- De Groot seções 7.5 e 7.6;
- \* Casella & Berger, seção 7.2.2.
- \* Schervish (1995), seção 5.1.3.

#### • Exercícios recomendados

■ De Groot,

Seção 7.5: exercícios 1, 4, 9 e 10;

Seção 7.6: exercícios 3, 5, 11 e 20.