

① Trabalhar dentro da classe de estimadores não viesados.

② Na classe de estimadores não viesados, escolher aquele com menor variância.

⇒ Estimador não viesado de variância mínima uniformemente (ENVVMU)

Definição (ENVVMU)

Seja T um estimador de $\tau(\theta)$. Então, dizemos que T é um estimador não viesado de variância mínima uniformemente de $\tau(\theta)$ e melhor estimador não viesado de $\tau(\theta)$ se e somente se

a) $E(T) = \tau(\theta)$

b) $Var(T) \leq Var(T^*)$, para qualquer estimador não viesado T^* de $\tau(\theta)$.

Desvantagens:

- 1- Estimadores não viesados nem sempre existem.
- 2- Se encontrar $\hat{\theta}$ ENVVMU para θ e queremos trabalhar com $\tau(\theta)$, a propriedade de invariância não é válida, ou seja, nada garante que $\tau(\hat{\theta})$ seja ENVVMU para $\tau(\theta)$.

3- Note que se temos T_1 e T_2 dois estimadores não viesados de $\tau(\theta)$ e $\text{Var}(T_1) \leq \text{Var}(T_2)$, então T_1 é um estimador melhor que T_2 , mas não podemos assegurar que não existam outros melhores estimadores não viesados que os sejam disponíveis.

\Rightarrow Seria desejável se pudéssemos especificar um limite inferior, digamos $B(\theta)$, sobre a variância de qualquer estimador não viesado de $\tau(\theta)$. Se pudermos, então, encontrar um estimador não viesado T que satisfaça $\text{Var}(T) = B(\theta)$, encontraremos um melhor estimador não viesado.

Esta é uma abordagem adotada com o uso do Limite Inferior de Cramér-Rao.

Limite inferior para a variância

(3)
caso discreto: $f_P - \sum$
caso contínuo: $f_{DP} - \int$

Teorema (Desigualdade de Cramér-Rao)

Seja X_1, \dots, X_n aa de $X \sim f(\cdot|\theta)$, $\theta \in \Theta$, e T um estimador não viesado de $Z(\theta)$. Se a distribuição de X satisfaz as seguintes condições (conhecidas como condições de regularidade):

$\rightarrow X$: espaço amostral.

i) O suporte $A(\underline{x}) = \{ \underline{x}, f(\underline{x}|\theta) > 0 \}$ seja independente de θ . (positividade das funções não depende de θ)

ii) $\frac{d}{d\theta} \int t(\underline{x}) f(\underline{x}|\theta) d\underline{x} = \int t(\underline{x}) \frac{d}{d\theta} f(\underline{x}|\theta) d\underline{x}$
ou seja, que seja possível a troca das ordens das operações de derivação e de integração sob a distribuição da variável aleatória X .
(se o suporte dependesse de θ , a derivada seria diferente.)

ou seja, que seja possível a troca das ordens das operações de derivação e de integração sob a distribuição da variável aleatória X .
(impondo um bom comportamento de $f(\underline{x}|\theta)$)

iii) $0 < E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] < \infty \quad \forall \theta \in \Theta$.
derivada parcial!

ou
a três

Para o caso ~~distinto~~, basta substituir a
integração pela soma. Assim, se $f(x|0)$
é uma fp, então devemos ter condições de
intercambiar a diferenciação e a soma.

(Naturalmente, devemos assumir que mesmo
que $f(x|0)$ seja uma fp e não diferenciável
em x , ela é diferenciável em θ .)

Então,

$$\text{Var}(T) \geq \frac{[\tau'(\theta)]^2}{E\left[\left(\frac{1}{\theta} \log f(X|\theta)\right)^2\right]}, \text{ onde}$$

$$\tau(\theta) = E(T), \text{ ou seja, } \tau'(\theta) = \frac{d}{d\theta} E(T).$$

Comentários: 1- A família de distribuições $U(0, \theta)$ não satisfaz as condições de regularidade, pois o suporte $A(x)$ depende de θ .

2- A família de distribuições exponencial satisfaz as condições de regularidade.

3- Denominamos

Desigualdade de Cramér-Rao a seguinte inequação

$$\text{Var}(T) \geq \frac{[\tau'(\theta)]^2}{E\left[\left(\frac{1}{\theta} \log f(X|\theta)\right)^2\right]}$$

e o lado direito é denominado de limite inferior de Cramér-Rao (L.I. > C.R.).

Definição

A quantidade

$$\frac{d \log f(x|y)}{dy}$$

(5)

chamada função escore.

$$\text{Além disso, } E \left[\frac{d \log f(x|y)}{dy} \right] = 0,$$

ou seja, o valor esperado da função escore é sempre igual a zero quando as condições de regularidade são satisfeitas.

PROVA:

$$E \left[\frac{d \log f(x|y)}{dy} \right] =$$

$$\int \left[\frac{d \log f(x|y)}{dy} \right] f(x|y) dx =$$

$$\int \frac{1}{f(x|y)} \left(\frac{d f(x|y)}{dy} \right) f(x|y) dx$$

condições de regularidade

$$\int \left(\frac{d f(x|y)}{dy} \right) dx = \frac{d}{dy} \int f(x|y) dx = 0$$

q.d.

Definição: A quantidade de

$$I_F(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] \quad \text{é denominada}$$

da informação de Fisher de θ .

Note que como consequência de que

$$E \left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right) = 0, \quad \text{temos que}$$

$$I_F(\theta) = \text{Var} \left[\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right], \quad \text{pois para}$$

uma variável aleatória X qualquer com $E(X) = 0$, $\text{Var}(X) = E(X^2)$.

Além disso, observe que

$$E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] = n \quad E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]$$

quando X_1, \dots, X_n são variáveis aleatórias iid com $f \propto f(\underline{x}|\theta)$.

Definição : A quantidade de

(6)

$$I(\theta) = E \left[\left(\frac{1}{f} \log f(X|\theta) \right)^2 \right] \quad \text{é denominada}$$

da informação de Fisher de θ .

Note que como consequência de que

$$E \left(\frac{1}{f} \log f(X|\theta) \right) = 0, \quad \text{temos que}$$

$$I(\theta) = \text{Var} \left[\frac{1}{f} \log f(X|\theta) \right], \quad \text{pois para}$$

uma variável aleatória X qualquer com $E(X)=0$, $\text{Var}(X) = E(X^2)$.

Além disso, observe que

$$E \left[\left(\frac{1}{f} \log f(X|\theta) \right)^2 \right] = n \quad E \left[\left(\frac{1}{f} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]$$

quando X_1, \dots, X_n são variáveis aleatórias iid com $f(x|\theta)$.

PROVA:

$$E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\tilde{X}|\theta) \right)^2 \right] = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log \prod_{i=1}^n f(X_i|\theta) \right)^2 \right] \quad \text{--- } X_1, \dots, X_n \text{ iid}$$

$$= E \left[\left(\sum_{i=1}^n \frac{d}{d\theta} \log f(X_i|\theta) \right)^2 \right] \quad \downarrow \text{propriedade do log}$$

= \downarrow
exatidão
que deriva

$$= \sum_{i=1}^n E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X_i|\theta) \right)^2 \right] + \sum_{i \neq j} E \left[\frac{d}{d\theta} \log f(X_i|\theta) \frac{d}{d\theta} \log f(X_j|\theta) \right]$$

Note que para $i \neq j$, temos que

$$E \left[\frac{d}{d\theta} \log f(X_i|\theta) \frac{d}{d\theta} \log f(X_j|\theta) \right] = \underbrace{E \left(\frac{d}{d\theta} \log f(X_i|\theta) \right)}_0 \underbrace{E \left(\frac{d}{d\theta} \log f(X_j|\theta) \right)}_0 = 0$$

(valor esperado da função score)

Portanto,

$$E \left[\left(\frac{1}{n} \log f(x|\theta) \right)^2 \right] = \sum_{i=1}^n E \left[\left(\frac{1}{n} \log f(x_i|\theta) \right)^2 \right]$$

$$= n E \left[\left(\frac{1}{n} \log f(x|\theta) \right)^2 \right]$$

identicamente
distribuídos

(a.a.)

Portanto, para o caso de variáveis aleatórias
iid com $f(x|\theta)$, temos que a des-
igualdade de Cramér-Rao pode ser reescrita
como

$$\text{Var}(T) \geq \frac{[C'(\theta)]^2}{n E \left[\left(\frac{1}{n} \log f(x|\theta) \right)^2 \right]}$$

$$\frac{[C'(\theta)]^2}{n I_1(\theta)}$$

(7)

$I(\theta) = \frac{I}{F}(\theta)$: informação de Fisher de θ
baseada em uma amostra de
tamanho n .

$I_1(\theta)$: informação de Fisher de θ baseada
em uma amostra de tamanho 1,
ou seja, uma única observação.

Portanto, para uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n
da variável aleatória X com f.d.p. $(f(\cdot|\theta))$ a
informação de Fisher de θ $I_F(\theta) = I(\theta)$, a informação
total de Fisher de θ correspondente à amostra observa-
da é a soma da informação de Fisher de θ $\left(\frac{I}{F}(\theta) \right)$
das n observações da amostra.

→ resultado útil que pode facilitar os cálculos!!

Lema : Suponha que $f(\cdot|\theta)$ satisfaça as
condições de regularidade, $f(\cdot|\theta)$ é duas vezes
derivável (em θ) e assumimos ainda que
a integração se muda com $\frac{d}{d\theta}$. Então,

$$I(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] = - E \left(\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{x}|\theta) \right)$$

(resultado útil que pode facilitar os
cálculos) !!

prova: Note que $\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) =$

(10)

$\frac{1}{f(\underline{x}|\theta)} \frac{d}{d\theta} f(\underline{x}|\theta)$, então

$$\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{x}|\theta) = \frac{1}{f(\underline{x}|\theta)} \frac{d^2}{d\theta^2} f(\underline{x}|\theta) +$$

$$\left(-\frac{1}{f^2(\underline{x}|\theta)} \right) \left[\frac{d}{d\theta} f(\underline{x}|\theta) \right]^2 =$$

$$\frac{1}{f(\underline{x}|\theta)} \frac{d^2}{d\theta^2} f(\underline{x}|\theta) - \left[\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right]^2.$$

Portanto, $E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{X}|\theta) \right] =$

$$E \left[\frac{1}{f(\underline{X}|\theta)} \frac{d^2}{d\theta^2} f(\underline{X}|\theta) \right] - E \left[\frac{1}{f^2(\underline{X}|\theta)} \left(\frac{d}{d\theta} f(\underline{X}|\theta) \right)^2 \right],$$

mas note que

$$E \left[\frac{1}{f(\underline{X}|\theta)} \frac{d^2}{d\theta^2} f(\underline{X}|\theta) \right] =$$

$$\int \frac{1}{f(\underline{x}|\theta)} \frac{d^2}{d\theta^2} f(\underline{x}|\theta) f(\underline{x}|\theta) dx$$

1

$$= \frac{d^2}{d\theta^2} \int f(\underline{x}|\theta) dx = 0 //$$

→ 2ª condição de regularidade !!

Assim, como queremos demonstrar

$$E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{x}|\theta) \right] = - E \left[\frac{1}{f(\underline{x}|\theta)} \left(\frac{d}{d\theta} f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right]$$

$$= - E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] //$$

ou seja,

$$I(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] = - E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{x}|\theta) \right] //$$

Exemplo 1:

Seja X_1, \dots, X_n a.a. $X \sim \text{Carton}(\theta)$.
 (Distribuição de X satisfaz as condições de regularidade de θ) !!

a) Encontre a quantidade de $I_F(\theta) = I(\theta)$, ou seja, a informação de Fisher de θ .
 $\boxed{CFE} !!$

b) Se $I(\theta) = 0$, determine o limite inferior de Cramér - Rao (LIDCR).

a) $I_F(\theta) = I(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]$ por

definição. Observe que estamos trabalhando com uma amostra aleatória, então

$I_F(\theta) = I(\theta) = n I_1(\theta)$, onde

$I_1(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]$.

$$I(\theta) = I(\theta) = n I_1(\theta), \text{ onde}$$

$$I_1(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(x|\theta) \right)^2 \right].$$

Sabemos que

$$f(x|\theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^x}{x!} \quad \begin{matrix} I(x) \\ \{0, 1, \dots\} \end{matrix}$$

$$\log f(x|\theta) = -\theta + x \log \theta - \log x!$$

$$\frac{d}{d\theta} \log f(x|\theta) = -1 + \frac{x}{\theta}.$$

Assim,

(13)

$$I_1(\theta) = E \left[\left(\frac{X}{\theta} - 1 \right)^2 \right] = \frac{1}{\theta^2} E \left[(X - \theta)^2 \right]$$

$$= \frac{1}{\theta^2} \text{Var}(X) = \frac{\theta}{\theta^2} = \frac{1}{\theta}$$

$$I(\theta) = I(\theta) = \frac{n}{\theta} //$$

ou

Pelo Lema, temos que

$$I(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \log f(\underline{x}|\theta) \right)^2 \right] = -E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \log f(\underline{x}|\theta) \right]$$

Sabemos que

$$f(\underline{x}|\theta) = \frac{e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!} \quad \begin{matrix} n \\ \prod_{i=1}^n I(x_i) \end{matrix} \quad \{0, 1, \dots, \infty\}$$

$$\log f(\underline{x}|\theta) = -n\theta + \sum_{i=1}^n x_i \log \theta - \log \left(\prod_{i=1}^n x_i! \right)$$

$$\frac{\partial \log f(\underline{x}|\theta)}{\partial \theta} = -n + \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\theta}$$

$$\frac{\partial^2 \log f(\underline{x}|\theta)}{\partial \theta^2} = - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\theta^2} \quad \text{Again,}$$

$$\frac{I}{F}(\theta) = I(\theta) = E \left(+ \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\theta^2} \right) =$$

$$+ \frac{1}{\theta^2} E \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) = \frac{n}{\theta^2} E(X) = \frac{n\theta}{\theta^2} = \frac{n}{\theta} //$$

$$b) \quad LIDCR = \frac{[Z'(\theta)]^2}{\frac{I}{F}(\theta)} = \frac{[Z'(\theta)]^2}{n \frac{I}{F}(\theta)}$$

aa

$$= \frac{1}{\frac{n}{\theta}} = \frac{\theta}{n}$$

Exercício 1

Seja f_1, \dots, f_n e $f = \max\{f_1, \dots, f_n\}$

(15)

a) Encontre $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = I(f)$.

b) Se $f(x) = 0$, determine o limite superior de
Hammerstein.

c) Se $f(x) = \frac{1}{g}$, determine o LUB.

Exercício 2:

encontre

a) Encontre $\frac{I}{F}(\eta) = I(\eta)$.

b) Se $\tau(\eta) = \eta$, determine o limite inferior de Cramér-Rao.

$$X_1, \dots, X_n \text{ i.i.d.}$$

Seja X_1, \dots, X_n i.i.d.

$$X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu \in \mathbb{R}$$

4. EFE (Antifogal

condição de regularidade)