

Estatística Matemática

Estimação Pontual - Aula 2



Prof. Paulo Cerqueira Jr - cerqueirajr@ufpa.br

Faculdade de Estatística - FAEST

Programa de Pós-Graduação em Matemática e Estatística - PPGME

Instituto de Ciências Exatas e Naturais - ICEN

<https://github.com/paulocerqueirajr> 

Propriedades dos estimadores

Introdução

- Nas últimas subseções apresentamos métodos para obter estimadores pontuais.
- Investigaremos agora algumas propriedades que ajudam a decidir se um estimador é melhor que outro.
- Assim como a qualidade dos estimadores.

Erro Quadrático Médio (EQM)

Erro Quadrático Médio (EQM)

- Uma medida da aproximação de um estimador $t(X_1, \dots, X_n)$ em relação o parâmetro alvo $\tau(\theta)$ é o que chamamos de EQM do estimador.

Definição 1 (EQM) Seja $T = t(X_1, \dots, X_n)$ um estimador para $\tau(\theta)$. Então, $E[(T - \tau(\theta))^2]$ é dito ser o EQM de $T = t(X_1, \dots, X_n)$.

Observação:

O subscrito θ no símbolo da esperança E_θ indica a p.d.f. da família sendo considerada, a partir da qual a amostra é proveniente.

Erro Quadrático Médio (EQM)

$$\begin{aligned} E_{\theta} [(T - \tau(\theta))^2] &= E_{\theta} [(t(X_1, \dots, X_n) - \tau(\theta))^2] \\ &= \int \cdots \int (t(x_1, \dots, x_n) - \tau(\theta))^2 f(x_1|\theta) \cdots f(x_n|\theta) dx_1 \cdots dx_n \end{aligned}$$

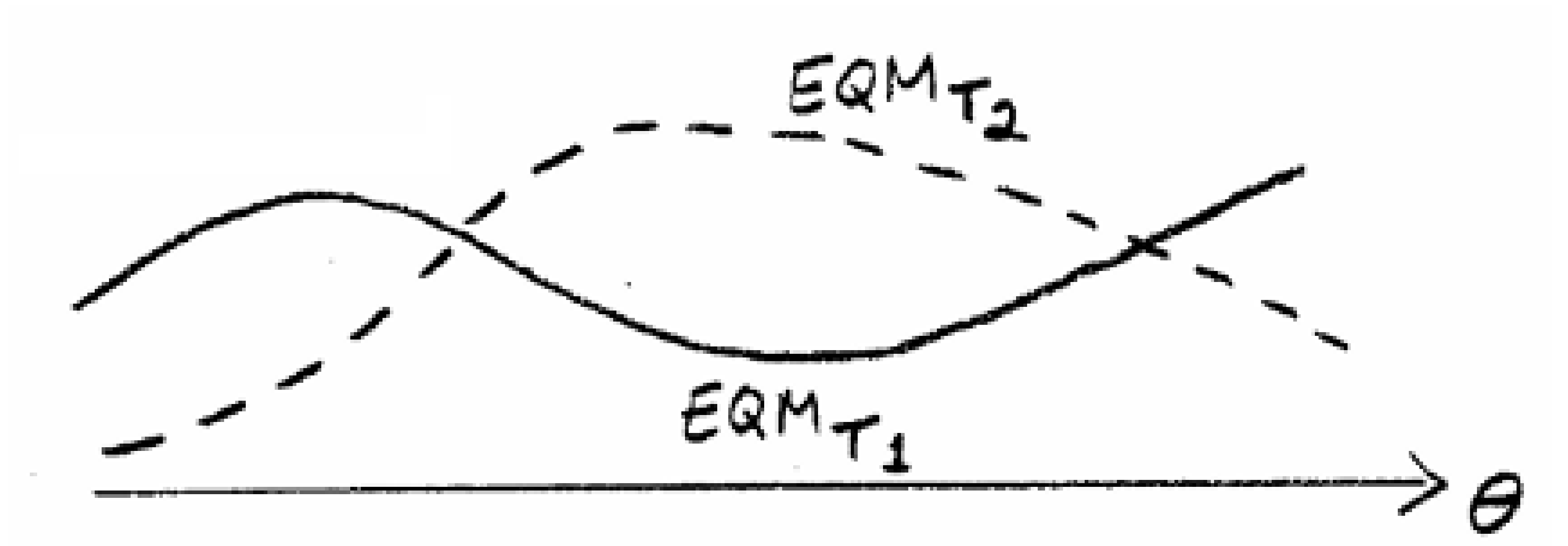
onde $f(x|\theta)$ é a p.d.f. da qual a amostra aleatória foi selecionada.

- O nome “Erro Quadrático Médio” pode ser justificado considerando o fato de que a diferença $t - \tau(\theta)$, sendo t o valor de T usado para estimar $\tau(\theta)$, representa o **erro na estimação** de $\tau(\theta)$.
- Trabalhamos com $(T - \tau(\theta))^2$ o que leva ao termo “Quadrático”.
- O termo “Médio” está associado ao cálculo do valor esperado.
- Note que $E_{\theta} [(T - \tau(\theta))^2]$ é uma medida do distanciamento de T em relação a $\tau(\theta)$, assim como a variância de uma variável aleatória é a medida do distanciamento dos possíveis valores em relação a sua média.

Erro Quadrático Médio (EQM)

- Se formos comparar estimadores em termos do EQM, naturalmente iremos preferir aquele com menor EQM.
- Podemos pensar em obter um estimador com o menor EQM, mas tal estimador raramente existe.
- Em geral, o EQM de um estimador depende de θ .
- Para dois estimadores $T_1 = t_1(X_1, \dots, X_n)$ e $T_2 = t_2(X_1, \dots, X_n)$ de $\tau(\theta)$, seus respectivos EQMs são funções de θ e podem se cruzar; ou seja, para algum θ temos:
 - T_1 com o menor EQM e para outros θ' , temos
 - T_2 com o menor EQM.

Erro Quadrático Médio (EQM)



Erro Quadrático Médio (EQM)

- Em geral, qualquer função crescente da distância absoluta $|T - \tau(\theta)|$ serviria para medir a qualidade de um estimador.
- O “Erro Absoluto Médio” $E_\theta[|T - \tau(\theta)|]$ é uma alternativa razoável, mas o EQM tem pelo menos duas vantagens sobre outras medidas de distância:
 1. É mais fácil de manipular analiticamente.
 2. Possui a seguinte interpretação.

$$E_\theta[(W - \theta)^2] = \text{Var}_\theta W + (E_\theta(W) - \theta)^2 = \text{Var}_\theta W + [\text{Viés}_\theta(W)]^2$$

- O resultado acima é obtido a partir de:

$$\text{Var}_\theta(x) = \mathbb{E}(x^2) - \mathbb{E}^2(x)$$

Note que: $\text{Var}_\theta(W - \theta) = \text{Var}_\theta(W)$ pois θ é constante

$$\text{Var}_\theta(W) = \text{Var}_\theta(W - \theta) = \mathbb{E}_\theta[(W - \theta)^2] - \mathbb{E}_\theta^2[W - \theta]$$

Erro Quadrático Médio (EQM)

Definição 2 (Viés, Vício ou tendenciosidade.) Um estimador $T = t(X_{i_1}, \dots, X_n)$ é dito não viciado para $T(\theta)$

se e somente se $E_\theta(T) = E_\theta[\bar{t}(X_{j_1}, \dots, X_n)] = T(\theta)$ para todo $\theta \in \Theta$.

- O vício de um estimador pontual W de um parâmetro θ é dado pela diferença entre $E(W)$ e θ , isto é

$$\text{Vício}(W) = E_\theta(W) - \theta$$

- Pode ser tanto positivo, negativo ou zero.
- Se o vício for igual a zero, dizemos que o estimador W é não viciado para θ .

Erro Quadrático Médio (EQM)

- Veja que:

$$EQM = E_{\theta}[(W - \theta)^2] = V(W) + [E_{\Theta}(W) - \theta]^2$$

- Incorpora dois componentes:
 - um medindo a variabilidade do estimador (precisão).
 - outro medindo seu vício.
- Um bom estimador terá valores pequenos para esses componentes.
- Para encontrar estimadores com boas propriedades de EQM, precisamos encontrar aqueles que controlam a variabilidade e o vício.
- Claramente, estimadores não viciados (vício = 0) serão preferidos.
- Para um estimador não viciado temos $E_{\theta}[(W - \theta)^2] = V(W)$, ou seja, o EQM é igual à variância do estimador.

Erro Quadrático Médio (EQM)

Exemplo 1 Exemplo: Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da $N(\mu, \sigma^2)$. Sabemos que \bar{X} e S^2 são estimadores não viciados, então $E(\bar{X}) = \mu$ e $E(S^2) = \sigma^2$. Este resultado também é válido se não usarmos a suposição de normalidade dos dados.

EQMS:

- Considere $\theta = (\mu, \sigma^2)$ com ou sem a suposição de normalidade,

$$E_{\theta}[(\bar{X} - \mu)^2] = \text{Var}(\bar{X}) = \sigma^2/n$$

$$E_{\theta}[(S^2 - \sigma^2)^2] = \text{Var}(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

- Lembre que:

$$\frac{n-1}{\sigma^2} S^2 \sim \chi_{n-1}^2$$

Erro Quadrático Médio (EQM)

- Este resultado só é verdade se X_1, \dots, X_n são i.i.d. $N(\mu, \sigma^2)$.

$$\begin{aligned} \text{Var}(S^2) &= \text{Var}\left(\frac{\sigma^2}{n-1} \frac{n-1}{\sigma^2} S^2\right) = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} \text{Var}\left(\frac{n-1}{\sigma^2} S^2\right) = 2(n-1) \\ &= \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} \cdot 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1}. \end{aligned}$$

- A expressão do EQM para S^2 não permanece a mesma se retirarmos a suposição de normalidade.

Nota:

Embora muitos estimadores não viciados são também razoáveis em termos de EQM, esteja avisado que **controlar o vício não garante que o EQM seja controlado.**

Erro Quadrático Médio (EQM)

Exemplo 2 X_1, \dots, X_n são i.i.d. $N(\mu, \sigma^2)$. Um estimador alternativo para σ^2 é o EMV dado por

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n-1}{n} S^2$$

- Veja que

$$E(\hat{\sigma}^2) = E\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \frac{n-1}{n} E(S^2) = \left(\frac{n-1}{n}\right) \sigma^2.$$

- Portanto, $\hat{\sigma}^2$ é um estimador viciado para σ^2 .

Erro Quadrático Médio (EQM)

- A variância dos estimador:

$$\begin{aligned} V(\hat{\sigma}^2) &= V\left(\frac{n-1}{n}S^2\right) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 V(S^2) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 \frac{2\sigma^4}{n-1} \\ &= \frac{(n-1) \cdot 2\sigma^4}{n^2} \end{aligned}$$

- Desta forma o EQM será: $E[(\hat{\sigma}^2 - \sigma^2)^2] = V(\hat{\sigma}^2) + [Vício(\hat{\sigma}^2)]^2$.

$$= \frac{(n-1) \cdot 2\sigma^4}{n^2} + \left[\frac{n-1}{n}\sigma^2 - \sigma^2\right]^2 = \frac{(n-1) \cdot 2\sigma^4}{n^2} + \sigma^4 \left[-\frac{1}{n}\right]^2 = (2n-1) \frac{\sigma^4}{n^2}.$$

Erro Quadrático Médio (EQM)

- Concluindo o exemplo...

$$\text{EQM}(\hat{\sigma}^2) = E[(\hat{\sigma}^2 - \sigma^2)^2] = \frac{(2n-1)}{n^2} \sigma^4 < \left(\frac{2}{n-1}\right) \sigma^4 = E[(S^2 - \sigma^2)^2] = \text{EQM}(S^2)$$

- Ou seja, $\hat{\sigma}^2$ tem menor EQM que S^2 . Se ignorarmos o problema do vício e usarmos $\hat{\sigma}^2$, iremos obter um EQM menor.
- O exemplo acima não implica que S^2 deva ser abandonado como estimador de σ^2 .
- O argumento acima indica que, em média, $\hat{\sigma}^2$ será mais próximo de σ^2 do que S^2 se o EQM for usado como critério de comparação.
- Entretanto, $\hat{\sigma}^2$ é viciado e irá, em média, subestimar σ^2 .
- Este fato é forte o bastante para nos deixar preocupados sobre o uso de $\hat{\sigma}^2$ como estimador de σ^2 .

Consistência

Consistência no EQM

- As definições de EQM e Vício para um estimador consideram que o tamanho amostral n é fixo. A próxima propriedade a ser introduzida considera uma avaliação para a situação onde n cresce.
- Assuma que $T_n = t_n(X_1, \dots, X_n)$ representa um estimador de $\tau(\theta)$ baseado em uma amostra de tamanho n . Iremos considerar uma sequência de estimadores:

$$T_1 = t_1(X_1)$$

$$T_2 = t_2(X_1, X_2)$$

$$T_3 = t_3(X_1, X_2, X_3)$$

$$\vdots$$

$$T_n = t_n(X_1, \dots, X_n)$$

- Um exemplo óbvio é

$$T_n = t_n(X_1, \dots, X_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

- As funções t_n na sequência serão o mesmo tipo de função para cada n .

- Quando consideramos uma sequência de estimadores, parece razoável pensar que uma boa sequência de estimadores deverá ter valores que se aproximam da quantidade a ser estimada conforme o tamanho amostral aumenta.

Consistência no EQM

Definição 3 (Consistência baseada no EQM.) Seja $T_1, T_2, \dots, T_n, \dots$ uma sequência de estimadores de $\tau(\theta)$, sendo $T_n = t_n(X_1, \dots, X_n)$ baseado em uma amostra de tamanho n . Esta sequência de estimadores é dita “Consistente no EQM” para $\tau(\theta)$ se e somente se

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_{\theta}[(T_n - \tau(\theta))^2] = 0 \quad \text{para todo } \theta \in \mathbb{R}$$

Observação: Consistência no EQM implica que ambos o vício e a variância de T_n se aproximam de zero visto que

$$E_{\theta}[(T_n - \tau(\theta))^2] = \text{Var}_{\theta}[T_n] + [\tau(\theta) - E_{\theta}(T_n)]^2$$

Consistência no EQM

Exemplo 3 Considere uma amostra aleatória obtida de uma p.d.f. com média μ e variância σ^2 .

- Seja

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad e \quad S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

- Considere as sequências $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \bar{X}_3, \dots$ e $S_1^2, S_2^2, S_3^2, \dots$
- Lembre que: \bar{X}_n estima μ e S_n^2 estima σ^2 .
- Para \bar{X}_n :

$$EQM(\bar{X}_n) = E[(\bar{X}_n - \mu)^2] = Var(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[(\bar{X}_n - \mu)^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sigma^2}{n} = 0$$

Consistência no EQM

- Para S_n^2 :

$$EQM(S_n^2) = E[(S_n^2 - \sigma^2)^2] = Var(S_n^2) = \frac{1}{n} \left[\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right]$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{\mu_4}{n} - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\mu_4}{n} - \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 = 0 - 0 = 0$$

Conclusão: $\{\bar{X}_n\}$ e $\{S_n^2\}$ são sequências consistentes no EQM para seus respectivos parâmetros alvo.

- Note que se $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$, então, $\{T_n\}$ também será uma sequência consistente no EQM para σ^2 .

Consistência no EQM

Definição 4 (Consistência simples.) Seja $T_1, T_2, T_3, \dots, T_n, \dots$ uma sequência de estimadores de $t(\theta)$, sendo $T_n = t_n(x_1, \dots, x_n)$. A sequência $\{T_n\}$ é dita consistente (forma mais simples ou fraca) para $t(\theta)$ se para todo $\epsilon > 0$ temos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|T_n - t(\theta)| < \epsilon] = 1,$$

ou equivalentemente

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|T_n - t(\theta)| \geq \epsilon] = 0.$$

- Note que a definição acima coincide com aquela que especificamos para a convergência em probabilidade. Esta definição tem relação com a lei fraca dos grandes números.
- Se um estimador é consistente no EQM, ele também atende a consistência simples. A relação contrária não necessariamente será verdade.

Consistência no EQM

- A prova considera a desigualdade de Chebychev estudada anteriormente.

$$P(|T_n - t(\theta)| \geq \epsilon) < E[(T_n - t(\theta))^2]/\epsilon^2.$$

- Se T_n é consistente no EQM, conforme $n \rightarrow \infty$,

$$E[(T_n - t(\theta))^2] \rightarrow 0 \Rightarrow P(|T_n - t(\theta)| \geq \epsilon) \rightarrow 0.$$

Melhores Estimadores Não Viciados

Melhores Estimadores Não Viciados

- Conforme visto anteriormente, uma comparação de estimadores baseada no EQM pode não determinar um favorito.
- Na verdade não existe um estimador com o “melhor EQM”.
- A razão disto é que a classe de todos os estimadores é muito grande.
- Por exemplo, o estimador $\hat{\theta} = 17$ não pode ser batido em termos de EQM para estimar $\theta = 17$, mas este é um estimador ruim se $\theta \neq 17$.
- Uma maneira de tornar mais acessível o problema de encontrar um “melhor estimador” é limitar a grande classe de estimadores.
- Uma forma de restringir a grande classe de estimadores será considerar apenas os estimadores não viciados.
- Se W_1 e W_2 são ambos estimadores não viciados do parâmetro θ , isto é, $E(W_1) = E(W_2) = \theta$, então seus EQMs serão iguais às suas variâncias.
- Portanto, iremos escolher o estimador com a menor variância. Este será o “melhor estimador não viciado”.
- Embora estejamos lidando com estimadores não viciados, os resultados apresentados aqui são na verdade mais gerais.

Melhores Estimadores Não Viciados

Definição 5 Um estimador W^* é dito o “Melhor Estimador Não Viciado” para $\tau(\theta)$ se satisfaz:

$$E_{\theta}(W^*) = \tau(\theta),$$

para todo θ e para qualquer outro estimador W com

$$E_{\theta}(W) = \tau(\theta),$$

temos

$$Var_{\theta}(W^*) \leq Var_{\theta}(W)$$

para todo θ .

- W^* é também chamado de **Estimador Não Viciado de Variância Uniformemente Mínima** (ENVVUM) para $\tau(\theta)$.
- Encontrar o **melhor estimador não viciado** (se existir) não é uma tarefa fácil por várias razões, duas delas são ilustradas a seguir.

Melhores Estimadores Não Viciados

Exemplo 4 Seja X_1, \dots, X_n i.i.d. Poisson(λ) e considere \bar{X} e S^2 (a média e variância amostral). Lembre que na distribuição Poisson, tanto a média quanto a variância são iguais a λ .

- Então $E_\lambda(\bar{X}) = \lambda$ e $E_\lambda(S^2) = \lambda$ para todo λ .
- Logo: \bar{X} e S^2 são estimadores não viciados para λ .
- Para determinar qual destes é o melhor estimador, iremos comparar suas variâncias.
- Sabemos que $Var_\lambda(\bar{X}) = \lambda/n$.
- O cálculo de $Var_\lambda(S^2)$ é longo (iremos omitir aqui!).
- É possível mostrar que $Var_\lambda(\bar{X}) \leq Var_\lambda(S^2)$ para todo λ .
- Mesmo com o resultado acima estabelecendo que \bar{X} é melhor que S^2 , considere a seguinte classe de estimadores para λ :

$$W_\alpha(\bar{X}, S^2) = \alpha\bar{X} + (1 - \alpha)S^2$$

Melhores Estimadores Não Viciados

- Mesmo que \bar{X} seja melhor que S^2 , seria ele \bar{X} melhor que todo $W_\alpha(\bar{X}, S^2)$? Como podemos ter certeza de que não existe algum outro melhor estimador não viciado?
- Suponha que, para estimar o parâmetro $\tau(\theta)$ de uma distribuição $f(x|\theta)$, podemos especificar um limite inferior $\beta(\theta)$ para a variância de qualquer estimador não viciado para $\tau(\theta)$. Se podemos então encontrar um estimador não viciado W^* satisfazendo

$$Var_\theta(W^*) = \beta(\theta),$$

- teremos encontrado o melhor estimador não viciado.
- A abordagem acima considera o que chamamos de limite inferior de Cramér-Rao.

Melhores Estimadores Não Viciados

Teorema 1 (Desigualdade de Cramér-Rao.) Seja $X = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra (variáveis não necessariamente independentes) com p.d.f. $f(x|\theta)$.

- Considere $W(X) = W(X_1, \dots, X_n)$ como qualquer estimador satisfazendo

$$\frac{d}{d\theta} E_{\theta}[W(X)] = \int_X \frac{\partial}{\partial \theta} [W(x) f(x|\theta)] dx$$

e $Var_{\theta}[W(X)] < \infty$. Então,

$$Var_{\theta}[W(X)] \geq \frac{\left(\frac{d}{d\theta} E_{\theta}[W(X)] \right)^2}{E_{\theta} \left(\left[\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x|\theta) \right]^2 \right)}$$

Melhores Estimadores Não Viciados

Corolário 1 (Desigualdade de Cramér-Rao (caso i.i.d.).) Se as suposições do Teorema 3.4.1 estão satisfeitas e além disso X_1, \dots, X_n são i.i.d. com p.d.f. $f(X|\theta)$, então

$$\text{Var}_\theta[W(X)] \geq \frac{\left(\frac{d}{d\theta} E_\theta[W(X)]\right)^2}{n E_\theta \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(X_i|\theta)\right)^2 \right]}$$

Melhores Estimadores Não Viciados

Observação 1: Embora o limite inferior de Cramér-Rao tenha sido apresentado para variáveis aleatórias contínuas, este resultado também é válido para o caso discreto. Se $f(x|\theta)$ é uma p.m.f., então devemos ser capazes de permutar a diferenciação e o somatório. Assumimos que mesmo $f(x|\theta)$ sendo uma p.m.f. não diferenciável em x , ela é diferenciável em θ (este é o caso das p.m.f.'s mais comuns).

Observação 2: A quantidade

$$E_{\theta} \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(X|\theta) \right)^2 \right]$$

é chamada de **Informação de Fisher amostral**.

- Esta terminologia reflete o fato de que a Informação de Fisher fornece um limite para a variância do melhor estimador não viciado de θ . Conforme o valor da Informação de Fisher aumenta e obtemos mais informação sobre θ , teremos um limite menor para a variância do melhor estimador não viciado.

Notação:

Melhores Estimadores Não Viciados

Lema 1 Se $f(x|\theta)$ satisfaz

$$\frac{d}{d\theta} E_{\theta} \left[\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x|\theta) \right] = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x|\theta) \right) f(x|\theta) dx$$

Isso será verdade para distribuições da família exponencial. Então

$$I_n(\theta) = E_{\theta} \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log f(x|\theta) \right)^2 \right] = -E_{\theta} \left(\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x|\theta) \right)$$

Observação 3: Uma alternativa para o cálculo da Informação de Fisher é considerar o caso “observado” ao invés do “esperado”.

Melhores Estimadores Não Viciados

Informação de Fisher observada:

$$\hat{I}_n(\hat{\theta}) = -\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(\theta; x) \Big|_{\theta=\hat{\theta}}$$

- Veja que aqui não aplicamos o cálculo do valor esperado.

Observação 4: Uma das suposições para aplicarmos o Teorema é a exigência de sermos capazes de permutar a derivada e a integral em $d/d\theta E_\theta[W(X)]$.

- As p.d.f.'s da família exponencial atendem esse critério. Se o domínio de $f(x|\theta)$ depende de θ , o Teorema não será apropriado (ex.: $f(x|\theta) = 1/\theta$ para $0 < x < \theta$).

Melhores Estimadores Não Viciados

Exemplo 5 X_1, \dots, X_n são i.i.d. $\text{Poisson}(\lambda)$.

$$f(X_i|\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{X_i}}{x_i!} \in L(\lambda; X) = \prod_{i=1}^n f(X_i|\lambda)$$

- Temos

$$\begin{aligned} I_n(\lambda) &= E \left[\left(\frac{\partial}{\partial \lambda} \log \prod_{i=1}^n f(X_i|\lambda) \right)^2 \right] = -n E_\lambda \left[\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} \log f(X_i|\lambda) \right] \\ &= -n E_\lambda \left[\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} \log \left(\frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!} \right) \right] = -n E_\lambda \left[\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} (-\lambda + x_i \log \lambda - \log x_i!) \right] \\ &= -n E_\lambda \left[\frac{\partial}{\partial \lambda} \left(-1 + \frac{x_i}{\lambda} \right) \right] = -n E_\lambda \left[-\frac{x_i}{\lambda^2} \right] = n \frac{1}{\lambda^2} E(X_i) = n \frac{\lambda}{\lambda^2} = \frac{n}{\lambda} \end{aligned}$$

Melhores Estimadores Não Viciados

- Portanto, qualquer estimador W , não viciado para λ , terá

$$\text{Var}_\lambda(W) \geq \frac{1}{n/\lambda} = \frac{\lambda}{n}$$

Como W é não viciado,

$$\frac{d}{d\lambda} E_\lambda[W] = \frac{d}{d\lambda} \lambda = 1$$

- Lembre que \bar{X} tem variância $\frac{\lambda}{n}$, então sua variância atinge o limite inferior de Cramér-Rao.
- \bar{X} é o melhor estimador não viciado para λ .