

## 8.5 - De Groot

①  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$ , com  $\mu$  desconhecida. Seja  $\Phi$  a c.d.f da  $N(0, 1)$  e  $\Phi^{-1}$  sua inversa. Mostre que, o intervalo com confiança  $\gamma$  para  $\mu$  dado  $\bar{X}_n$ , é dado por

$$\left( \bar{X}_n - \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right).$$

Este exercício está relacionado ao teorema 8.5.1. Seja

$$A = \bar{X}_n - \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

$$B = \bar{X}_n + \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

onde  $\Phi$  é a ~~normal~~ c.d.f da normal padrão. Daí, queremos mostrar que,  $P(A < \mu < B) \geq \gamma$

$$\begin{aligned} P(A \geq \mu) &= P\left(\bar{X}_n - \mu \geq \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \\ &= P\left(\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right)\right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= P\left(Z \geq \Phi^{-1}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right)\right) \\ &= 1 - \left(\frac{1+\gamma}{2}\right) = \frac{1-\gamma}{2}, \end{aligned}$$

dado que  $\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = Z \sim N(0, 1)$

De forma análoga,  $P(B > \mu) = \frac{1+\gamma}{2}$ .

$$\begin{aligned} \text{Daí, } P(A < \mu < B) &= P(B > \mu) - P(A \geq \mu) \\ &= \frac{1+\gamma}{2} - \frac{1-\gamma}{2} \\ &= \gamma \end{aligned}$$

Isso prova que  $(A, B)$  é int. de confiança com coeficiente  $\gamma$

(4) Suponha  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$ , com  $\mu$  desconhecida. Qual deve ser o tamanho da amostra para que o intervalo de confiança para  $\mu$  com confiança 0.95 e tamanho menor que 0.010?

Pelo exercício anterior, primeiro note que, temos que ter

$$2\Phi^{-1}\left(\frac{1.95}{2}\right) \cdot \frac{\sigma}{n^{1/2}} < 0.010$$

Para isso,  $\Phi^{-1}\left(\frac{1.95}{2}\right) < 0.005 n^{1/2}$

$$\Rightarrow (200\Phi^{-1}(0.975))^{1/2} < n$$

$$\Rightarrow n > 153658$$



⑤  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$ , com  $\mu$  desconhecido. Descreva o método para encontrar um intervalo de confiança  $\gamma(\alpha, \gamma)$  para  $\sigma^2$ .

Sabemos que,  $\sum \frac{(X_i - \bar{X}_n)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ . Seja  $G$  sua c.d.f.

Seja,  $C_i = G^{-1}(\gamma_i)$ ,  $i=1,2$  e  $\gamma = \gamma_2 - \gamma_1$ . Assim, temos:

$$\begin{aligned} P(C_1 < \sum (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2 < C_2) &= P(\sum (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2 < C_2) \\ &\quad - P(\sum (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2 < C_1) \\ &= \gamma_2 - \gamma_1 = \gamma \end{aligned}$$

Como,

$$\begin{aligned} P(C_1 < \sum (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2 < C_2) &= P(\sigma^2 C_1 < \sum (X_i - \bar{X}_n)^2 < \sigma^2 C_2) \\ &\equiv \\ &= P(\frac{1}{C_2} \sum (X_i - \bar{X}_n)^2 < \sigma^2 < \frac{1}{C_1} \sum (X_i - \bar{X}_n)^2) \end{aligned}$$

Dá, sendo  $A = \frac{1}{C_2} \sum (X_i - \bar{X}_n)^2$ ,

$$B = \frac{1}{C_1} \sum (X_i - \bar{X}_n)^2$$

Temos que,  $(A, B)$  é um intervalo com confiança  $\gamma$  para  $\sigma^2$

$$E[X_1] = 1/\mu = \mu$$

⑥  $X_1, \dots, X_n \sim \text{exp}(\mu)$ , com  $\mu$  desconhecido. Queremos de como construir um intervalo de confiança  $\gamma$  para  $\mu$ .

Sabemos que  $\sum X_i \sim \text{Gamma}(n, 1/\mu)$ ,

Além disso  $\frac{1}{\mu} \sum X_i \sim \text{Gamma}(n, 1)$

Seja  $G$  a cdf da Gamma e

Definamos  $c_i = G^{-1}(\gamma_i) = \gamma_2, \gamma_2 - \gamma_1 = \gamma$

Logo,  $P(c_2 \geq \frac{1}{\mu} \sum X_i) = G(G^{-1}(\gamma_2)) = \gamma_2$

$P(c_1 \leq \frac{1}{\mu} \sum X_i \leq c_2) = \gamma_2 - \gamma_1 = \gamma$

Portanto  $P(\mu c_1 \leq \sum X_i \leq \mu c_2) = P(\frac{1}{c_2} \sum X_i \leq \mu \leq \frac{1}{c_1} \sum X_i)$

Definamos

$$A = \frac{1}{G(\gamma_2)} \sum X_i$$

$$B = \frac{1}{G(\gamma_1)} \sum X_i$$

Então  $(A, B)$  é um intervalo de confiança  $\gamma$  para  $\mu$ .