

9.1 - De Groot

③ Suponha que uma proporção p de itens defeituosos em uma grande amostra de itens desconhecidos, e que testamos a hipótese:

$$H_0: p = 0.2,$$

$$H_1: p \neq 0.2.$$

Suponha que uma amostra de 20 itens ~~de~~ observada da população. Seja Y o número de itens defeituosos dessa amostra, e considere um teste procedimento de teste S que a região crítica para $Y \geq 7$ ou $Y \leq 1$.

(a) Determine os valores da função poder $\pi(p|S)$ para $p = 0, 0.1, \dots, 1$

Temos, $R = \{0, 1, 7, 8, \dots, 20\} \leftarrow$ região de rejeição

$$S_1 = \{(X_1, \dots, X_{20}) : Y \in R\} \leftarrow \text{Região crítica}$$

E a função poder é:

$$\pi(p|S) = P(X \in S_1 | p) = P(Y \leq 1 \text{ ou } Y \geq 7 | p)$$

$$= P(Y \leq 1 | p) + P(Y \geq 7 | p)$$

$$= P(Y=0 | p) + P(Y=1 | p) + 1 - P(Y \leq 6 | p)$$

Daí, podemos seguir computacionalmente

(b) Determine o tamanho do teste

Queremos o tamanho do teste:

$$\alpha(S) = \sup_{p \in \Omega} \pi(p|S) = \pi(0.2|S) \approx 0.15$$
$$p \in \Omega = \{0.2\}$$

8) Sendo $X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} \text{Normal}(\mu, 1)$. Suponha que nos testes a hipótese

$$H_0: \mu \leq \mu_0,$$

$$H_1: \mu > \mu_0.$$

Considere que o teste H_0 é rejeitado se $Z > c$, onde Z é definido como $Z = \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma}$

(a) Mostre que, $P(Z \geq c | \mu)$ é uma função crescente de μ .

Queremos provar que $P(Z \geq c | \mu)$ é crescente em μ . Sabemos que $\bar{X}_n - \mu \sim N(0, 1)$. Portanto

$$\frac{1}{\sqrt{n}} (\bar{X}_n - \mu_0) = \frac{1}{\sqrt{n}} (\bar{X}_n - \mu) + \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0)$$

$$\text{Logo, } Z \sim N\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0), 1\right), \quad Z^* = Z - \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0) \sim N(0, 1)$$

$$\text{Portanto, } P(Z \geq c | \mu) = P(Z^* \geq c - \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0) | \mu)$$

$$= 1 - \Phi\left(c - \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0)\right), \quad \Phi \text{ cdf de } N(0, 1)$$

$$= \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0) - c\right)$$

Tome $\mu_1 < \mu_2 \Rightarrow \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu_1 - \mu_0) - c < \frac{1}{\sqrt{n}} (\mu_2 - \mu_0) - c$. A CDF é sempre crescente, pois a pdf é sempre positiva, logo $\Phi\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (\mu_1 - \mu_0) - c\right) < \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (\mu_2 - \mu_0) - c\right)$

(b) Encontre c que faça o teste ter tamanho α_0 .

Queremos que $\alpha_0 = \sup_{\mu \leq \mu_0} \pi(\mu | S) = \sup_{\mu \leq \mu_0} P(Z \geq c | \mu)$

$$Z \sim N\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (\mu - \mu_0), 1\right) \Rightarrow P(Z \geq c | \mu_0)$$

$$= 1 - \Phi(c) = \Phi(-c) \Rightarrow c = -\Phi^{-1}(\alpha_0)$$

$$\Rightarrow \Rightarrow \Phi(c) = 1 - \alpha_0 \Rightarrow c = \Phi^{-1}(1 - \alpha_0)$$

(13) Seja $X \sim \text{Poisson}(\theta)$. Suponha que nos temos hipótese de teste

$$H_0: \theta \leq 1.0,$$

$$H_1: \theta > 1.0$$

Sofa S_c um teste que rejeita H_0 se $X \geq c$. Encontre c que ~~for~~ faça de S_c é ~~potência~~ 0.1 ~~em~~ com maior que 0.1 .

Question $\alpha(S_c) = \sup_{\theta \in I} \pi(\theta | S_c)$

$$= \sup_{\theta \leq 1} P(X \geq c | \theta)$$

$$= \sup_{\theta \leq 1} \sum \frac{\theta^j e^{-\theta}}{j!}$$

$$= \sum \frac{\bar{e}^i}{i!} \rightarrow 0 \text{ ideal } \bar{e}$$

testar para $C=2, C=3, C=4$ O teste pode ser feito
python também. Veremos que $C=3$

(19) $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ e σ^2 desconhecidos

$$H_0: \mu \geq \mu_0$$

$$H_1: \mu < \mu_0$$

no nível α_0 . Faz sentido ~~rejeitar~~ H_0 se \bar{X}_n é pequeno. Construa um intervalo com um lado. Construa um intervalo de confiança para μ com coeficiente $1 - \alpha_0$ que rejeitemos H_0 se μ_0 não está no intervalo. Então crite-
que o teste rejeita H_0 se \bar{X}_n é pequeno

Seja S o procedimento de teste: rejeita H_0 se $\bar{X}_n \leq c$.

Queremos que $\alpha(S) \leq \alpha_0$, onde $\alpha(S)$ é o tamanho do teste

$$\bar{X}_n \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

$$\alpha(S) = \sup_{\mu \geq \mu_0} \pi(\mu|S) = \sup_{\mu \geq \mu_0} P(\bar{X}_n \leq c)$$

Vamos lembrar que $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma} \sim t_{n-1}$, onde $\sigma^2 = \left[\frac{\sum (X_i - \bar{X}_n)^2}{n-1} \right]$ e t_{n-1} é t-student com $n-1$ graus de liberdade. Assim

$$\alpha(S) = \sup_{\mu \geq \mu_0} P(\bar{X}_n \leq c)$$

$$= \sup_{\mu \geq \mu_0} P\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma} \leq \frac{\sqrt{n}(c - \mu)}{\sigma}\right)$$

$$= T_{n-1}\left(\frac{\sqrt{n}(c - \mu_0)}{\sigma}\right)$$

$$\text{Portanto, } c \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) + \mu_0 = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0)$$

Agora queremos maximizar $\pi(\mu|S)$ quando $\mu < \mu_0$, mínimo c . $\pi(\mu|S) = T_{n-1}\left(\frac{\sqrt{n}(c - \mu)}{\sigma}\right)$ que cresce com c . Logo, ~~temos~~ tomamos c com seu máximo:

$$c = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$$

$$\text{Logo, se } \bar{X}_n \leq \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) \Leftrightarrow \mu_0 \geq \bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$$

\Rightarrow Rejeitamos H_0

Vamos construir o intervalo de confiança usando o
Teo. 9.1.3. - $H_0: \mu_0 = \mu \geq \mu_0$

$$W(x) = \{ \mu_0 : S_{\mu_0} \text{ não rejeita } H_0, \mu_0 \text{ de } X=x \text{ observada} \}$$

Então $P(\mu_0 \in W(x) | \mu = \mu_0) \geq 1 - \alpha_0$

Portanto $(-\infty, \bar{x}_n - \sigma \cdot \hat{n}^{1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$ determina o intervalo de
confiança.

(21) (a) Seja $\alpha_0 < 0.5$. Prove que não existem conjuntos de dados possíveis de modo que rejeitemos ambas as hipóteses nulas simultaneamente. Isto é, para cada \bar{X}_n e σ é possível rejeitar pelo menos uma das duas hipóteses nulas.

$X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$, (μ, σ^2) desconhecidos.

Queremos comparar $H_0: \mu \leq \mu_0$ versus $H_0: \mu \geq \mu_0$

Como já vimos,

Se $H_0: \mu \geq \mu_0$: Rejeitamos se $\bar{X}_n \leq \mu_0 + \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$

Se $H_0: \mu \leq \mu_0$: Rejeitamos se $\bar{X}_n \geq \mu_0 - \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$

Como $\alpha_0 < 0.5$, $T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) < 0$. Logo

$$\mu_0 - \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) > \mu_0 > \mu_0 + \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$$

~~Supondo~~ Suponha que rejeitamos ambas. Então

$$\bar{X}_n > \mu_0 > \bar{X}_n, \text{ absurdo.}$$

(b) Seja $\alpha_0 < 0.5$. Prove que existem conjuntos de dados que levam a não rejeitar ambas as hipóteses nulas. Prove também que há conjuntos de dados que levam à rejeição de cada uma das hipóteses nulas enquanto não rejeitariam a outra.

Do item a, $\mu_0 - \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) > \mu_0 > \mu_0 + \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$.

Tome $\bar{X}_n \in (\mu_0 + \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0), \mu_0 - \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0))$. Assim fallamos em rejeitar as hipóteses nulas, que garante a existência.

~~De~~ Dessa forma, \bar{X}_n está fora, rejeitando só uma hipótese.

(c) Seja $\alpha_0 > 0.5$. Prove que existem conjuntos de dados que levam a rejeição de ambas as hipóteses.

Como é contrário a (a), basta tomar

$$\bar{X}_n \in (\mu_0 - \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0), \mu_0 + \sigma \cdot n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\alpha_0))$$

e rejeitamos a hipótese nula. Note que, esse intervalo é não vazio pois $T_{n-1}^{-1}(\alpha_0) > 0$ quando $\alpha_0 > 0.5$.