

Notas de aulas pelos slides (para A2)

Distribuição de média e variância amostrais

- Se $X_1, \dots, X_n \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$, então
 $\bar{X}_n \sim \text{Normal}(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$
 $S_n^2 \sim \text{Gamma}\left(\frac{n-1}{2}, \frac{n}{2\sigma^2}\right)$
- Seja $Y \sim \text{Qui-quadrado}(m)$ e $Z \sim \text{Normal}(0,1)$ e
$$X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{m}}}$$

então X é uma **t de Student** com n graus de liberdade, e

$$f_X(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{m+1}{2}\right)}{\sqrt{m\pi} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{m}\right)^{-\frac{m+1}{2}}, x \in (-\infty, \infty)$$

- Se $\hat{\sigma}^2 = \frac{(\sum (X_i - \bar{X}_n)^2)^2}{n-1}$ (estimador), então
$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\hat{\sigma}^2} \sim \text{Student}(n-1)$$

Intervalos de confiança

- Seja $X = \{X_1, \dots, X_n\}$, cada uma com p.d.f. $f(x|\theta)$, e considere $g(\theta)$. Sejam $A(X)$ e $B(X)$ estatísticas tais que
$$P\{A(X) < g(\theta) < B(X)\} \geq \gamma$$

Então $I(X) = (A(X), B(X))$ é um **intervalo de confiança** de 100. γ %

- Definimos intervalos de **confiança unilateral**, sendo $A(X) = -\infty$ ou $B(X) = \infty$ na definição acima.

- Seja $X = \{X_1, \dots, X_n\}$, cada uma com p.d.f. $f(x|\theta)$ e $V(X, \theta)$ uma v.a. com **mesma** distribuição para todo $\theta \in \Omega$.
Dig-se que $V(X, \theta)$ é uma **quantidade pivotal**.

- Seja $X = \{X_1, \dots, X_n\}$, tome $0 < \gamma_1 < 1$ e $\gamma_2 < \gamma_1$ de modo que $\gamma_2 - \gamma_1 = \gamma$, e seguindo estas condições.

$$A(X) = r(G^{-1}(\gamma_1), X)$$

$$B(X) = r(G^{-1}(\gamma_2), X)$$

são os limites de um intervalo de confiança 100. γ % para $g(\theta)$.

Testes de hipóteses

- Seja Ω um espaço de parâmetros e defina $\Omega_0, \Omega_1 \subset \Omega$ de modo que $\Omega_0 \cup \Omega_1 = \Omega$ e $\Omega_0 \cap \Omega_1 = \emptyset$

definimos

$$H_0 := \theta \in \Omega_0$$

$$H_1 := \theta \in \Omega_1$$

H_0 é a **hipótese nula** e H_1 é a **hipótese alternativa**. Se H_0 , digamos que rejeitamos a hipótese nula. Por outro lado, se $\theta \in \Omega_0$ digamos que não rejeitamos ou falhamos em rejeitar H_0 .

- Hipótese simples e hipótese compostas.

- Uma hipótese da forma $H_0: \theta \leq \theta_0$ (ou $\theta \geq \theta_0$) é dita **unilateral**, enquanto hipóteses da forma $H_0: \theta \neq \theta_0$ são ditas **bilaterais**.

- O conjunto
$$S_c := \{x: |\bar{X}_n - \mu_0| \geq c\}$$

é chamado de **região crítica** do teste.

- Seja S um procedimento de aceitação / rejeição. A **função poder** é definida

$$\pi(\theta|S) := P(X \in S, |\theta) = P(T \in R|\theta), \theta \in \Omega$$

- Tipos de erros**

| Nome | Erro cometido |
|--------------|--|
| Erro tipo I | Rejeitar H_0 quando ela é verdadeira. |
| Erro tipo II | Falhar em rejeitar H_0 quando ela é falsa. |

- Digamos que um teste, S , tem **tamanho** ou **nível de significância** $\alpha(S)$, com

$$\alpha(S) := \sup_{\theta \in \Omega_0} \pi(\theta|S)$$

- Para cada t , seja S_t o teste que rejeita H_0 se $T \geq t$. Então, quando $T = t$, o **p-valor** vale

$$p(t) := \sup_{\theta \in \Omega_0} \pi(\theta|S_t) = \sup_{\theta \in \Omega_0} P(T \geq t|\theta).$$

- ou seja, o p-valor é o tamanho do teste S_t .

Razões de verossimilhanças

- Intervalos de confiança e testes são equivalentes**

- Se um conjunto aleatório $w(X)$ satisfaz

$$P(g(\theta) \in w(X) | \theta = \theta_0) \geq \gamma, \forall \theta_0 \in \Omega$$

então chamamos $w(X)$ de um **conjunto de confiança** para $g(\theta)$.

- Se $w(X)$ é um conjunto de confiança para uma função de interesse $g(\theta)$. Então $\forall g_0$ assumido por $g(\theta)$, $\exists \delta_{g_0}$, de nível α_0 que rejeita $H_0 : g(\theta) = g_0 \Leftrightarrow g(\theta_0) = g_0 \in w(X)$.

- A estatística

$$\Lambda(x) = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_0} f_n(x | \theta)}{\sup_{\theta \in \Omega} f_n(x | \theta)},$$

é chamada uma estatística de razão de verossimilhança. Um teste de razão de verossimilhança, S_K , é um teste que rejeita H_0 se $\Lambda(x) \leq K$ para K constante.

- Pelo Teorema de Wilks, a medida que a amostra aumenta ($n \rightarrow \infty$), então $-2 \log \Lambda(x) \xrightarrow{d} \chi^2(K)$.

Teste t

-