

Testes de hipóteses

- Hipótese nula e alternativa;
- Hipóteses simples e compostas;
- Região crítica e estatística teste;
- Função poder;
- Tipos de erro (I e II);
- P-valor;

Hipótese nula e alternativa

No teste de hipóteses estatísticas, identificamos partições do espaço de parâmetros que codificam as hipóteses de interesse.

Definição 40 (Hipótese nula e hipótese alternativa)

Considere o espaço de parâmetros Ω 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

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

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

*Dizemos que H_0 é a **hipótese nula** e H_1 é a **hipótese alternativa**.*

Se $\theta \in \Omega_1$, dizemos que rejeitamos a hipótese nula. Por outro lado, se $\theta \in \Omega_0$ dizemos que não rejeitamos ou falhamos em rejeitar H_0 .

Exemplo

Suponha que Palmirinha recebeu uma carta da Associação Nacional da Pamonha Gourmet (ANPG), dizendo que a pamonha deve ter, no mínimo, 7 mg/L de concentração de amido. Supondo que a concentração de amido tenha distribuição Normal com parâmetros μ (desconhecido) e σ^2 (conhecido), Palmirinha rabisca num papel:

$$H_0 := \mu \in [7, \infty),$$

$$H_1 := \mu \in (0, 7).$$

Hipóteses simples e compostas

Dependendo do tipo de partição do espaço de parâmetros, as hipóteses recebem classificações diferentes.

Definição 41 (Hipótese simples e hipótese compostas)

*Dizemos que uma hipótese H_i , é **simples**, se $\Omega_i = \{\theta_i\}$, isto é, se a partição correspondente é um ponto. Uma hipótese é dita **composta** se não é simples.*

Exemplo 17 (Hipótese simples sobre a média)

Suponha que estamos estudando o efeito de uma droga na redução da pressão arterial. Modelamos esta redução como uma variável aleatória X com esperança $E[X] =: \theta$. É costumaz testar a hipótese $H_0 : \theta = 0$, que chamamos, especificamente nesse caso, de “hipótese de efeito nulo”.

Hipótese unilateral e hipótese bilateral

Em analogia com os intervalos de confiança, também podemos entender as hipóteses como sendo unilaterais ou bilaterais.

Definição 42 (Hipótese unilateral e hipótese bilateral)

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

Observação 20 (Hipóteses bilaterais como consequência de H_0 simples)

Se H_0 é simples, a hipótese alternativa H_1 será, em geral, bilateral.

Região crítica: exemplo motivador

Exemplo 18 (Teste para a média de uma Normal com variância conhecida)

Suponha que $\mathbf{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ é uma amostra aleatória de uma Normal com média μ e variância σ^2 conhecida. Queremos testar a hipótese

$$H_0 := \mu = \mu_0$$

$$H_1 := \mu \neq \mu_0.$$

Intuitivamente, queremos rejeitar H_0 se \bar{X}_n está longe de μ_0 . Para isso definimos

$$S_0 := \{\mathbf{x} : -c \leq \bar{X}_n - \mu_0 \leq c\},$$

de modo que $S_1 = S_0^c$. Então, seguimos o procedimento:

$$\mathbf{X} \in S_1 \implies \text{rejeitar } H_0,$$

$$\mathbf{X} \in S_0 \implies \text{não rejeitar } H_0.$$

Região crítica e região de rejeição

Uma maneira mais simples de expressar o procedimento acima é definir $T := |\bar{X}_n - \mu_0|$ e rejeitar H_0 se $T \geq c$.

Definição 43 (Região crítica)

O conjunto

$$S_1 := \{ \mathbf{x} : |\bar{X}_n - \mu_0| \geq c \},$$

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

Analogamente, considere a estatística $T = r(\mathbf{X})$ e tome $R \subseteq \mathbb{R}$. Então podemos definir

Definição 44 (Região de rejeição)

*Se $R \subseteq \mathbb{R}$ é tal que dizemos que “rejeitamos H_0 se $T \in R$ ”, então R é chamada uma **região de rejeição** para a estatística T e o teste associado.*

Dividindo o espaço amostral e o espaço de parâmetros

Começamos com uma observação:

Observação 21 (Correspondência entre região crítica e região de rejeição)

Podemos relacionar os conceitos de região crítica e região de rejeição notando queremos

$$S_1 := \{x : r(x) \in R\}.$$

Ideia 4 (Dividindo o espaço amostral e o espaço de parâmetros)

*Suponha que temos um modelo estatístico dado pela distribuição $f(x | \theta)$, com $x \in \mathcal{X}$ e $\theta \in \Omega$. Desta forma, uma amostra aleatória $\mathbf{X} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ mora em \mathcal{X}^n . Para formular uma hipótese estatística, estabelecemos uma partição do espaço de parâmetros Ω em Ω_0 e Ω_1 disjuntos. Isto, por sua vez, induz uma partição $S_0, S_1 \in \mathcal{X}^n$. Estes objetos, embora, relacionados, **não são a mesma coisa**. Por exemplo, nós observamos se $\mathbf{X} \in S_0$ ou $\mathbf{X} \in S_1$, mas raramente “observamos” se $\theta \in \Omega_0$ ou $\theta \in \Omega_1$.*

Leitura recomendada

 De Groot seção 9.1;

▶▶ Próxima aula: De Groot, seção 9.1 (razão de verossimilhanças);

- **Exercícios recomendados**

- De Groot.

- Seção 9.1: 3, 8 e 13.