

## Homework 01

### Instruções:

1. Este Homework (HW) é uma atividade individual;
2. O HW precisará conter o **nome completo** e a **matrícula** do discente;
3. O HW deverá ser enviado via Google Classroom até as **09h51 do dia 06/05/2026** em **um único arquivo** e em **PDF** (*Portable Document Format*);
4. **Não serão considerados** Homeworks com péssima qualidade visual ou em desacordo com as instruções anteriores.

### Exercícios.

1. Sejam  $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$ , em que  $\alpha$  e  $\beta$  são constantes,  $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$  e  $X$  uma variável aleatória, com  $X$  e  $\varepsilon$  independentes. Calcule a covariância entre  $Y$  e  $X$  quando  $X$  tem distribuição:
  - (a) uniforme no intervalo  $(a, b)$ .
  - (b) normal de média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ .
  - (c) exponencial  $\lambda$ , em que  $\mathbb{E}(X) = 1/\lambda$ .
2. A partir da forma matricial da soma de quadrados,

$$Q = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^\top (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}),$$

prove que o estimador de mínimos quadrados de  $\boldsymbol{\beta}$ :

- (a) é dado por  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^\top \mathbf{Y}$ ;
- (b) é não viesado;
- (c) e têm a menor variância entre todos os estimadores lineares não viesados.

3. Suponha que o interesse é encontrar o estimador de mínimos quadrados de  $\boldsymbol{\beta}$  no modelo de regressão linear  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  sujeito à restrição  $\mathbf{T}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}$ . Mostre que este estimador é dado por

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\boldsymbol{\beta}} + (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{T}^\top [\mathbf{T}(\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{T}^\top]^{-1} (\mathbf{c} - \mathbf{T}\hat{\boldsymbol{\beta}}),$$

em que  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^\top \mathbf{Y}$ .

4. Prove que os estimadores de máxima verossimilhança de  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , do modelo de regressão normal linear simples,

$$Y_\ell = \beta_1 + \beta_2 x_\ell + \varepsilon_\ell,$$

em que  $\varepsilon_\ell \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ ,  $\ell = 1, 2, \dots, n$ , podem ser escritos da seguinte forma:

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{x}, \quad \hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{\ell=1}^n (x_\ell - \bar{x})(Y_\ell - \bar{Y})}{\sum_{\ell=1}^n (x_\ell - \bar{x})^2}.$$

5. Prove que as matrizes abaixo são simétricas e idempotentes:

(a)  $\mathbf{A} = \frac{1}{n} \mathbf{J} = \mathbf{1}_n (\mathbf{1}_n^\top \mathbf{1}_n)^{-1} \mathbf{1}_n^\top$ ;

(b)  $\mathbf{B} = \mathbf{I}_n - \mathbf{A}$ .

6. Considere o modelo de regressão normal linear com intercepto  $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ , em que  $\boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$ .

(a) Determine  $\mathbb{E}(\text{QMT})$  para o caso geral, em função de  $\boldsymbol{\beta}$  e  $\sigma^2$ .

(b) Mostre que, sob a hipótese nula  $\mathcal{H} : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_p = 0$ , o QMT é um estimador não-viesado para  $\sigma^2$ .

7. Considere o modelo de regressão normal linear com intercepto  $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ , em que  $\boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$ . Sob a hipótese nula  $\mathcal{H} : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_p = 0$ , prove que:

(a)  $\text{SQReg}/\sigma^2 \sim \chi_{p-1}^2$ ;

(b)  $\text{SQRes}/\sigma^2 \sim \chi_{n-p}^2$ ;

(c)  $\text{QMReg}/\text{QMRes} \sim F(p-1, n-p)$ .

8. Mostre que a inclusão de uma nova variável explicativa no modelo de regressão linear aumenta o valor do coeficiente de determinação ajustado ( $R_a^2$ ) se, e somente se, a estatística  $F$  parcial associada ao teste de significância dessa variável for maior que 1.
9. Tomando como referências Buse (1982) e Montoril and Souza (2013), descreva as características, semelhanças e diferenças das estatísticas da razão de verossimilhança, Wald, escore e gradiente. Discuta como essas estatísticas se relacionam no contexto do modelo de regressão linear normal e comente sobre a facilidade computacional de cada uma em relação à necessidade de estimar o modelo sob a hipótese nula ou alternativa.
10. Seja o seguinte modelo de regressão normal linear simples,

$$Y_\ell = 1 + x_{\ell 2} + \varepsilon_\ell,$$

em que  $\varepsilon_\ell \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ ,  $\ell = 1, 2, \dots, n$ . A partir de uma simulação de Monte Carlo, com 5.000 réplicas, avalie o comportamento do viés absoluto e do erro quadrático médio dos estimadores, nos seguintes cenários:

- $x_{\ell 2} \sim$  uniforme no intervalo  $(0, 1)$ .
- $x_{\ell 2} \sim$  uniforme no intervalo  $(1, 2)$ .
- $x_{\ell 2} \sim$  normal de média 0 e variância 1.
- $x_{\ell 2} \sim$  exponencial 1.

Para  $\sigma^2 \in \{4, 12\}$  e  $n \in \{10, 20, 40, 80, 160\}$ . Comente os resultados obtidos, dentro de cada cenário e de maneira global.

**Observações:**

- Para um mesmo  $\sigma^2$  e  $n$ , a variável preditora  $\mathbf{x}_2$  não se altera dentro das 5.000 réplicas.
- Utilizar os três últimos dígitos da matrícula (ignorando possíveis letras) como semente aleatória.

- iii. Em caso de utilização de um código diferente do disponibilizado pelo professor, anexá-lo.

## Referências

- Buse, A. (1982). The likelihood ratio, wald and lagrange multiplier tests: an expository note. *The American Statistician* 36(3), 153–157.
- Montoril, M. H. and E. A. Souza (2013). Estatística gradiente: propriedades e aplicações. *Revista Brasileira de Biometria* 31(1), 43–60.