

SME0820 - Modelos de Regressão e Aprendizado Supervisionado I - Exercício I

Brenda da Silva Muniz 11811603 Francisco Rosa Dias de Miranda 4402962
Heitor Carvalho Pinheiro 11833351 Mônica Amaral Novelli 11810453

Setembro 2021

Exercício 2

Queremos mostrar que os estimadores $\hat{\beta}_0$ e $\hat{\beta}_1$ são não enviesados.

$$E(\hat{\beta}_1) = E\left(\frac{S_{XY}}{S_{XX}}\right) = E\left(\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i}\right) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})E(y_i)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i}$$

Temos que $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$, $i = 1, \dots, n$. Assim:

$$E(y_i) = E(\beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i) = E(\beta_0) + E(\beta_1 x_i) + E(\epsilon_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i$$

Voltando a expressão original, temos que:

$$E(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\beta_0 + \beta_1 x_i)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i} = \frac{\beta_0 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i} + \frac{\beta_1 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})x_i} = \beta_1.$$

Procedendo de forma análoga para β_0 , temos que:

$$E(\hat{\beta}_0) = E(\bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}) = E(\bar{y}) - \bar{x}E(\hat{\beta}_1)$$

Resta-nos obter

$$\begin{aligned} E(\bar{y}) &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(y_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\beta_0 + \beta_1 x_i) = \\ &= \frac{n\beta_0}{n} + \beta_1 \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \beta_0 + \beta_1 \bar{x} \end{aligned}$$

Segue que:

$$E(\hat{\beta}_0) = E(\bar{y}) - \bar{x}E(\hat{\beta}_1) = (\beta_0 + \beta_1 \bar{x}) - \beta_1 \bar{x} = \beta_0$$

Portanto, $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_0$ são não enviesados.

Exercício 3

Queremos obter o *EEMQ* para o modelo linear simples sem intercepto β_0 .

Nesse caso, temos a equação:

$$y = \beta_1 x + \epsilon$$

Definindo um estimador $\hat{\beta}_1$ para β_1 :

Queremos que $\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 = 0$ Dado que $\epsilon_i = y_i - \beta_1 x_i$

Teremos que:

$$S(\hat{\beta}_1) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_1 x_i)^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - 2\hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n y_i x_i + \hat{\beta}_1^2 \sum_{i=1}^n x_i^2$$

Minimizando o valor de $S(\beta_1)$ e igualando a zero:

$$\frac{\partial S(\hat{\beta}_1)}{\partial \hat{\beta}_1} = 0 \Rightarrow \frac{\partial S(\hat{\beta}_1)}{\partial \hat{\beta}_1} = -2 \sum_{i=1}^n y_i x_i + 2\hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0$$

Logo,

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i x_i}{x_i^2} \right)$$

Para mostrar que $\hat{\beta}_1$ é não-viesado, precisamos mostrar que $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$.

Segue que,

$$E(\hat{\beta}_1) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \sum_{i=1}^n x_i E(y_i) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \sum_{i=1}^n x_i (\beta_1 x_i) = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \beta_1 = \beta_1$$

$$\therefore E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

Desse modo, o *EMMQ* $\hat{\beta}_1$ para o modelo linear simples sem o intercepto é não-viesado.

Exercício 4