

- Fecha esperada de terminación:

1. Considere el modelo de regresión lineal simple que pasa por el origen

$$y = \beta x + \epsilon$$

donde $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

- a) Muestre que el estimador de mínimos cuadrados de β está dado por

$$\hat{\beta} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

- b) Muestre que $\hat{\beta}$ es insesgado y encuentre $E[\hat{y}]$.
- c) Considere el estimador insesgado de la varianza s^2 dado por

$$s^2 = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-1} \sim \frac{\sigma^2}{n-1} \chi_{n-1}^2$$

y construya intervalos de confianza para: el coeficiente β ; la respuesta media al nivel x , $\hat{y}(x)$; y para una nueva observación en x , $\dot{y}(x)$.

2. Considere el problema de regresión lineal simple

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$$

y suponga ahora que el regresor X es también una variable aleatoria de manera que (X, Y) sigue una distribución normal bivariada con función de densidad conjunta

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x-\mu_X}{\sigma_X} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x-\mu_X}{\sigma_X} \right) \left(\frac{y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right) + \left(\frac{y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right)^2 \right] \right\}$$

donde μ_* y σ_*^2 son las medias y varianzas correspondientes y ρ el coeficiente de correlación entre X y Y . Esto es,

$$\rho = \text{corr}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X)\text{var}(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X\sigma_Y}$$

Muestre que dado $X = x$, la v. a. respuesta y se distribuye normalmente con media $(\beta_0 + \beta_1 x)$ y varianza $\sigma_X^2(1 - \rho^2)$. Abusando de la notación,

$$(Y|X = x) \sim N(\beta_0 + \beta_1 x, \sigma_Y^2(1 - \rho^2))$$

y donde

$$\beta_0 = \mu_Y - \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \mu_X, \quad \text{y} \quad \beta_1 = \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}$$

Esto es,

$$E[Y|X = x] = \beta_0 + \beta_1 x$$

$E[Y|X = x]$ se conoce como la *ecuación de regresión*.

3. Considere el modelo de regresión lineal simple

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$$

para $i = 1, \dots, n$. Tome los estimadores de mínimos cuadrados

$$\hat{\beta}_1 = \frac{S_{xy}}{S_{xx}}; \quad \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

donde $S_{xy} = \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$ y $S_{xx} = \sum (x_i - \bar{x})^2$ y considere la respuesta ajustada por el modelo al nivel x_i por

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$

Muestre entonces que:

a) La suma de cuadrados totales sin corregir se puede descomponer por

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 + n\bar{y}^2$$

b) La suma de cuadrados totales corregida (SC_{Tot}) se puede descomponer como la suma de cuadrados debida a la regresión (SC_{Mod}) mas la suma de cuadrados de los residuales (SC_{Res}). Esto es,

$$\begin{aligned} SC_{\text{Tot}} &= SC_{\text{Mod}} + SC_{\text{Res}} \\ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 &= \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \end{aligned}$$

c) Concluya que el coeficiente de determinación R^2

$$R^2 = \frac{SC_{\text{Mod}}}{SC_{\text{Tot}}} = 1 - \frac{SC_{\text{Res}}}{SC_{\text{Tot}}}$$