



Universidad Nacional Autónoma de México
Facultad de Ciencias

Tarea - Examen 3

Modelos No Paramétricos y de Regresión
Semestre 2023 - 2

Ruth Selene Fuentes García
Jorge Iván Reyes Hernández

Alumno: Olvera Trejo Alberto

1. Ejercicios

Ejercicio 1. Para el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{e}$ con las hipótesis usuales: $\mathbb{E}[\mathbf{e}] = 0$ y $\mathbb{E}[\mathbf{e} \cdot \mathbf{e}^t] = \sigma^2 \mathbf{I}$, con una distribución normal para los errores.

- a) Muestre que: $Var(\hat{\mathbf{Y}}) = \sigma^2 \mathbf{H}$
- b) Muestre que: $SS_{(R)} = \mathbf{y}^t \mathbf{H} \mathbf{y}$
- c) Obtenga un intervalo de confianza para el valor esperado de \mathbf{Y} dado que el vector $\mathbf{X} = \mathbf{X}_0$

Demostración. a) Recordemos que $\hat{\beta} = (X^t X)^{-1} X^t y$, entonces se sigue que:

$$\hat{y} = X \hat{\beta} = X (X^t X)^{-1} X^t y$$

Procedemos a calcular la varianza

$$\begin{aligned} Var(\hat{Y}) &= Var(X \hat{\beta}) \\ &= Var(X (X^t X)^{-1} X^t y) \\ &= [X (X^t X)^{-1} X^t] Var(y) [X (X^t X)^{-1} X^t]^t \\ &= \sigma^2 [X (X^t X)^{-1} X^t] [X (X^t X)^{-1} X^t] \\ &= \sigma^2 X (X^t X)^{-1} X^t \\ &= \sigma^2 H \end{aligned}$$

Por lo tanto $Var(y) = \sigma^2 H$

b) Recordemos que $SS_R = r^t r$, con $r = y - \hat{y} = (I - H) y$. Sustituyendo en la formula de SS_R tenemos que:

$$\begin{aligned} SS_R &= r^t r \\ &= [(I - H) y]^t [(I - H) y] \\ &= [y^t (I - H)^t] [(I - H) y] \end{aligned}$$

Usando que H es simétrica y además es idempotente:

$$\begin{aligned} SS_R &= [y^t (I - H)^t] [(I - H) y] \\ &= [y^t (I - H^t)] [(I - H) y] \\ &= y^t (I^2 - IH - HI + H^2) y \\ &= y^t (I - 2H + H) y \\ &= y^t (I - H) y \end{aligned}$$

Por lo tanto $SS_R = y^t (I - H) y$

c) Por lo visto en clase, sabemos que $\frac{n\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-k}^2$ y que $\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma^2 (X'X)^{-1})$. Por otro lado, $\hat{Y}_0 = X_0 \hat{\beta}$ se distribuye de manera normal debido a que es combinación lineal de normales. Vamos a calcular sus parámetros.

$$\mathbb{E} [\hat{Y}_0] = \mathbb{E} [X_0 \hat{\beta}] = X_0 \mathbb{E} [\hat{\beta}] = X_0 \beta$$

$$Var(\hat{Y}_0) = Var(X_0 \hat{\beta}) = X_0 Var(\hat{\beta}) X_0' = \sigma^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0'$$

Por lo tanto $\hat{Y}_0 \sim N(X_0 \beta, \sigma^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0')$. Al estandarizar tenemos que:

$$Z = \frac{\hat{Y}_0 - X_0 \beta}{\sqrt{\sigma^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0'}}$$

Luego, usando que $U = \frac{n\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-k}^2$, entonces tenemos que:

$$\frac{Z}{\sqrt{U/n-k}} \sim t_{(n-k)}$$

Entonces, el intervalo de confianza está dado por:

$$\left(\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2, n-k} \sqrt{\sigma^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0'}, \quad \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2, n-k} \sqrt{\sigma^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0'} \right)$$

QED

Ejercicio 2. Considere el modelo lineal de la forma $\mathbf{y} = \mathbf{Z}\beta + \mathbf{e}$; donde $\mathbb{E}[\mathbf{e}] = 0$ y $\mathbb{E}[\mathbf{e} \cdot \mathbf{e}^t] = \sigma^2 \mathbf{V}$, donde \mathbf{V} es una matriz conocida, positiva definida, de rango completo. Muestre que el estimador de mínimos cuadrados es $\hat{\beta}_W = (\mathbf{Z}^t \mathbf{V}^{-1} \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^t \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}$. Utilice que $\mathbf{V}^{-1/2} \mathbf{y} = \mathbf{V}^{-1/2} \mathbf{Z}\beta + \mathbf{V}^{-1/2} \mathbf{e}$

Demostración. Dado que V es una matriz positiva definida, entonces existe una única matriz, denotada por $V^{1/2}$, tal que $(V^{1/2})' V^{1/2} = V^{1/2} V^{1/2} = V$. Tomemos la matriz inversa de $V^{1/2}$, denotada por $V^{-1/2}$. Por la información proporcionada sabemos que:

$$V^{-1/2} \mathbf{y} = V^{-1/2} \mathbf{Z}\beta + V^{-1/2} \mathbf{e}$$

Sean $y^* = V^{-1/2} \mathbf{y}$, $X = V^{-1/2} \mathbf{Z}$ y $e^* = V^{-1/2} \mathbf{e}$, entonces la ecuación anterior se transforma a:

$$y^* = X\beta + e^*$$

Calculemos $\mathbb{E}[e]$ y $Var(e)$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[e] &= \mathbb{E}[V^{-1/2} \mathbf{e}] \\ &= V^{-1/2} \mathbb{E}[\mathbf{e}] \\ &= V^{-1/2} \cdot 0 = 0 \end{aligned}$$

Por otro lado:

$$\begin{aligned} Var(e) &= Var(V^{-1/2} \mathbf{e}) \\ &= V^{-1/2} Var(\mathbf{e}) (V^{-1/2})' \\ &= V^{-1/2} \sigma^2 V (V^{-1/2})' \\ &= \sigma^2 V^{-1/2} (V^{1/2}) V^{1/2} (V^{-1/2})' \\ &= \sigma^2 I \end{aligned}$$

Por lo tanto $y^* = X\beta + e^*$ es un problema de regresión lineal múltiple con los supuestos usuales, y por lo visto en clase el estimador de mínimos cuadrados está dado por:

$$\hat{\beta} = (X^t X)^{-1} X^t y^*$$

Sustituyendo $X = V^{-1/2} \mathbf{Z}$, $y^* = V^{-1/2} \mathbf{y}$ obtenemos:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \left((V^{-1/2} \mathbf{Z})^t V^{-1/2} \mathbf{Z} \right)^{-1} (V^{-1/2} \mathbf{Z})^t y^* \\ &= (Z^t V^{-1/2} V^{-1/2} \mathbf{Z})^{-1} Z^t (V^{-1/2})^t V^{-1/2} \mathbf{y} \\ &= (Z^t V^{-1} \mathbf{Z})^{-1} Z^t V^{-1} \mathbf{y} \end{aligned}$$

Por lo tanto, el estimador de mínimos cuadrados es:

$$\hat{\beta} = (Z^t V^{-1} \mathbf{Z})^{-1} Z^t V^{-1} \mathbf{y}$$

QED

Ejercicio 3. Un investigador está interesado en determinar el $\log(10)$ de conteos de microbios obtenidos de un cupó contaminado de $2.3cm^2$ a diferentes temperaturas y diferentes medios. Su hipótesis sostiene que las variaciones de temperatura de $20^{\circ}C$ a $40^{\circ}C$ y la concentración del medio afectarían los conteos. Puede apoyar la hipótesis con un modelo lineal? (mic.txt: $y = \log_{10} \text{conteos}$, $x_1 = \text{temperatura}$, $x_2 = \text{medio}$, $x_3 = x_1 \cdot x_2$)