Lista 4

MI406-Regressão

Caio Gomes Alves

1 Questão 1

1.1 Pergunta

Uma matriz A, de dimensões $n \times n$, é dita **diagonal** se A pode ser escrita como

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & a_2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & a_3 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & a_n \end{bmatrix}$$

Mostre que se A é uma matriz diagonal, então A^{-1} também é diagonal.

1.2 Resposta

Sabemos que para que uma matriz quadrada M qualquer tenha inversa, ela deve poder resolver o seguinte sistema:

$$M = \begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} & \dots & m_{1n} \\ m_{21} & m_{22} & \dots & m_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{n1} & m_{n2} & \dots & m_{nn} \end{bmatrix} \quad M^{-1} = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nn} \end{bmatrix}$$

$$M \times M^{-1} = I \Rightarrow \begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} & \dots & m_{1n} \\ m_{21} & m_{22} & \dots & m_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{n1} & m_{n2} & \dots & m_{nn} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Nesse caso, a multiplicação matricial resulta no seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} m_{11}z_{11} + m_{12}z_{21} + \dots + m_{1n}z_{n1} = 1 \\ m_{11}z_{12} + m_{12}z_{22} + \dots + m_{1n}z_{n2} = 0 \\ \vdots \\ m_{n1}z_{1(n-1)} + m_{n2}z_{2(n-1)} + \dots + m_{nn}z_{n(n-1)} = 0 \\ m_{n1}z_{1n} + m_{n2}z_{2n} + \dots + m_{nn}z_{nn} = 1 \end{cases}$$

Assim, digamos que a seguinte matriz B é a inversa de A:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & \dots & b_{nn} \end{bmatrix}$$

Assim, para que B seja a sua inversa, é necessário que o seguinte sistema tenha soluções únicas:

$$\begin{cases} a_1b_{11} + 0 \times b_{21} + \ldots + 0 \times b_{n1} = 1 \\ a_1b_{12} + 0 \times b_{22} + \ldots + 0 \times b_{n2} = 0 \\ \vdots \\ 0 \times b_{1(n-1)} + 0 \times b_{2(n-1)} + \ldots + a_nb_{n(n-1)} = 0 \\ 0 \times b_{1n} + 0 \times b_{2n} + \ldots + a_nb_{nn} = 1 \end{cases} = \begin{cases} a_1b_{11} = 1 \\ a_1b_{12} = 0 \\ \vdots \\ a_nb_{n(n-1)} = 0 \\ a_nb_{nn} = 1 \end{cases}$$

Assim, teremos que os elementos b_{ii} de B deverão ser $\frac{1}{a_{ii}}$, enquanto que todos os outros n-1 elementos de sua linha/coluna devem ser 0, já que todos os elementos da diagonal de A são diferentes de 0 (para que A sejá inversível). Assim, teremos que a matriz B, que é inversa de A, será:

$$B = \begin{bmatrix} \frac{1}{a_1} & 0 & 0 & \dots & 0\\ 0 & \frac{1}{a_2} & 0 & \dots & 0\\ 0 & 0 & \frac{1}{a_3} & \dots & 0\\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & 0 & \dots & \frac{1}{a_n} \end{bmatrix}$$

Que também é uma matriz diagonal.

2 Questão 2

2.1 Pergunta

Seja

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} | & | & & | \\ x_{.1} & x_{.2} & \dots & x_{.p} \\ | & | & & | \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}$$

Mostre que, se as colunas de \mathbf{X} forem **ortogonais** entre si, isto é, $x_{.k}.x_{.l}=0$ (produto interno entre as colunas é 0) para todo $k \neq l$, então a matriz $\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X}$ é diagonal.

2.2 Resposta

O produto interno entre duas colunas da matriz X será dado por:

$$\langle x_{ia}, x_{ib} \rangle = \sum_{i=1}^{n} x_{ia} x_{ib} = 0 \tag{1}$$

Teremos que $\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X}$ será:

$$X^{\top}X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{21} & \dots & x_{n1} \\ x_{12} & x_{22} & \dots & x_{n2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1p} & x_{2p} & \dots & x_{np} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} x_{i1}^{2} & \sum_{i=1}^{n} x_{i1}x_{i2} & \dots & \sum_{i=1}^{n} x_{i1}x_{ip} \\ \sum_{i=1}^{n} x_{i2}x_{i1} & \sum_{i=1}^{n} x_{i2}^{2} & \dots & \sum_{i=1}^{n} x_{i2}x_{ip} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=1}^{n} x_{i2}x_{i1} & \sum_{i=1}^{n} x_{i2}^{2} & \dots & \sum_{i=1}^{n} x_{i2}x_{ip} \end{bmatrix}$$

Dessa forma, todos os elementos que não estão na diagonal principal de $\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X}$ serão o produto interno entre duas colunas diferentes de X (como visto em (1)), então todos eles serão zero, pelo fato de que as colunas são ortogonais entre si. Assim, a matriz $X^{\top}X$ será:

$$X^{\top}X = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} x_{i1}^{2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sum_{i=1}^{n} x_{i2}^{2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sum_{i=1}^{n} x_{ip}^{2} \end{bmatrix}$$

Que é uma matriz diagonal.

3 Questão 3

3.1 Pergunta

No modelo de regressão linear múltipla $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \epsilon$, sob ϵ com distribuição normal multivariada, o que podemos dizer sobre a distribuição dos estimadores de mínimos quadrados $\hat{\beta}$ quando as colunas de \mathbf{X} são ortogonais entre si?

3.2 Resposta

Sabemos que a distribuição de $\hat{\beta}$, sob ϵ com distribuição normal multivariada, é:

$$\hat{\beta} \sim N_{p+1}(\beta, \sigma^2(X^\top X)^{-1})$$

Assim, pelo visto na primeira questão, teremos que $(X^{\top}X)^{-1}$ será:

$$(X^{\top}X)^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} x_{i1}^{2}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} x_{i2}^{2}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} x_{ip}^{2}} \end{bmatrix}$$

Desse modo, a variância de um determinado $\hat{\beta}_k \in \hat{\beta}$ depende somente dos valores da coluna k da matriz X do modelo, visto que a matriz de variância-covariância de $\hat{\beta}$ será diagonal. Além disso, como $\hat{\beta} = (X^{\top}X)^{-1}X^{\top}Y$, a estimação de cada um dos β_i 's será feita de maneira independente, e a sua inclusão/exclusão no modelo não afetará a estimação dos demais β 's.

4 Questão 4

4.1 Pergunta

Para um modelo de regressão linear com intercepto mais p covariáveis, o R^2 -ajustado, denotado R^2_{α} é definido como:

$$R_{\alpha}^{2} = 1 - \frac{(1 - R^{2})(n - 1)}{n - p - 1}$$

- a. Seja r o valor do R^2 para o ajuste de um determinado modelo de regressão linear com p covariáveis. Ao adicionar uma nova variável ao modelo, o novo valor de R^2 foi de $r^+ > r$. Determine, em função de n e p, quanto deve ser o aumento no R^2 , $r^+ r$, para que o R^2 -ajustado também aumente.
- b. Interprete o resultado do item anterior.

4.2 Resposta

4.2.1 a)

Para que haja um aumento no $R^2_{\alpha},$ a seguinte desigualdade deve ser verdadeira:

$$1 - \frac{(1 - r^{+})(n - 1)}{(n - p - 2)} > 1 - \frac{(1 - r)(n - 1)}{(n - p - 1)}$$

$$\frac{(1 - r^{+})(n - 1)}{(n - p - 2)} < \frac{(1 - r)(n - 1)}{(n - p - 1)}$$

$$\frac{(1 - r^{+})}{(n - p - 2)} < \frac{(1 - r)}{(n - p - 1)}$$

$$(1 - r^{+})(n - p - 1) < (1 - r)(n - p - 2)$$

$$(1 - r^{+})(n - p - 1) < (1 - r)(n - p - 1) - (1 - r)$$

$$(1 - r^{+})(n - p - 1) < (1 - r)$$

$$(n - p - 1)((1 - r^{+}) - (1 - r)) > (1 - r)$$

$$(r - r^{+}) > \frac{(1 - r)}{(n - p - 1)}$$

Assim, para que haja um aumento no R^2 -ajustado, é necessário que o aumento no R^2 seja maior do que $\frac{1-r}{n-p-1}$.

4.2.2 b)

Podemos ver que, para que haja aumento no R^2 -ajustado, a inclusão da nova covariável deve implicar um ganho de explicação na variância maior do que o modelo antigo, ponderado pela nova quantidade de graus de liberdade dos resíduos (que será n-p-2).