

Lineaariset mallit, kevät 2014

Harjoitus 2, viikko 13

1. Tarkastellaan lineaarista mallia

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n), \quad \boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p, \quad \sigma^2 > 0, \quad r(\mathbf{X}) = p.$$

Osoita, että $\hat{\mathbf{y}}'\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{y}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ja että $\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2\bar{x}_2 - \dots - \hat{\beta}_p\bar{x}_p$, kun mallissa on vakio eli $x_{i1} = 1$ kaikilla $i = 1, \dots, n$. Tässä $\bar{x}_j = (x_{1j} + \dots + x_{nj})/n$, jossa x_{ij} on matriisin \mathbf{X} yleinen alkio ($i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, p$), $\hat{\boldsymbol{\beta}} = [\hat{\beta}_1 \dots \hat{\beta}_p]'$.

2. Olkoon $Y_{11}, \dots, Y_{1n_1}, Y_{21}, \dots, Y_{2n_2}, \dots, Y_{p1}, \dots, Y_{pn_p}$ riippumattomia ja $Y_{ji} \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ ($\mu_j \in \mathbb{R}$). Esitä tilanne lineaarisen mallin erikoistapauksena käyttäen lineaarisen mallin matriisiesitystä. Mikä on matriisin \mathbf{X} aste eli mikä on \mathbf{X} :n lineaarisesti riippumattomien sarakkeiden lukumäärä?
3. Tarkastellaan aineistosta y_1, \dots, y_n laskettua otoskeskiarvoa $\bar{y} = n^{-1} \sum_{i=1}^n y_i$ ja otosvarianssia $s^2 = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$. Osoita, että

$$(n-1)s^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 = \mathbf{y}'(\mathbf{I}_n - \mathbf{J})\mathbf{y},$$

jossa $\mathbf{y} = [y_1 \dots y_n]'$ ja $\mathbf{J} = \mathbf{1}_n(\mathbf{1}'_n \mathbf{1}_n)^{-1} \mathbf{1}'_n$ ($\mathbf{1}_n = [1 \dots 1]'$, $n \times 1$). Osoita lisäksi, että \mathbf{J} (ja siten $\mathbf{I}_n - \mathbf{J}$) on symmetrinen ja idempotentti.

4. Esitä yhden selittäjän lineaarisen regressiomallin $Y_1, \dots, Y_n \perp\!\!\!\perp, Y_i \sim N(\beta_1 + \beta_2 x_i, \sigma^2)$ normaaliyhtälöt komponenttimuodossa (ilman matriiseja) ja osoita, että niiden ratkaisuna saatavat PNS-estimaatit voidaan lausua muodossa

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{ja} \quad \hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \bar{x},$$

jossa esimerkiksi $\bar{y} = (y_1 + \dots + y_n)/n$. Esitä $\hat{\beta}_2$ käyttäen havainnoista (y_i, x_i) , $i = 1, \dots, n$, laskettuja keskihajontoja ja korrelaatiokerrointa. (Huom.: Havaintojen korrelaatiokerroimen määritelmä löytyy monisteen s. 11 alaviitteestä ja esim. y -havaintojen keskihajonta on $s_y = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$)

5. Tehtävässä 3 on todettu, että $\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 = \mathbf{y}'(\mathbf{I}_n - \mathbf{J})\mathbf{y}$, jossa $\mathbf{y} = [y_1 \dots y_n]'$ ja $\mathbf{J} = \mathbf{1}_n(\mathbf{1}'_n \mathbf{1}_n)^{-1} \mathbf{1}'_n$ eli monisteen s. 10 merkinnöin $SST = \mathbf{y}'(\mathbf{I}_n - \mathbf{J})\mathbf{y}$. Osoita, että $SSR = \mathbf{y}'(\mathbf{P} - \mathbf{J})\mathbf{y}$ ja $SSE = \mathbf{y}'(\mathbf{I}_n - \mathbf{P})\mathbf{y}$, jossa $\mathbf{P} = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ ja kuten monisteen vastaavassa kohdassa on myös tässä matriisin \mathbf{X} ensimmäinen sarakke ykkösvektori $\mathbf{1}_n$. Tästä saat vaihtoehdoisen perustelun monisteessa s. 10 esitetylle tulokselle $SST = SSR + SSE$.