

Harjoitukset 4 (to 9.4.)

1. Tutkitaan yksinkertaista yhden selittäjän lineaarista regressiomallia $Y_i \sim N(\beta x_i, \sigma^2)$, $i = 1, \dots, n$. (Ainoa selittävä muuttuja ei ole tässä välttämättä vakio.)

Osoita käyttämättä monisteessa esitettyjä yleisiä matriisituloksia alla olevat väitteet.

a) PNS-estimaattori parametrille β

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}.$$

on harhaton ($E(\hat{\beta}) = \beta$) ja lineaarinen. Sen varianssi on $\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2$.

(Vihje: Sijoita $\hat{\beta}$:n kaavaan $Y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$.)

b) Myös estimaattori

$$\tilde{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

on harhaton ja lineaarinen. Sen varianssi on $n\sigma^2 / (\sum_{i=1}^n x_i)^2$. (Vihje: Sijoita $\tilde{\beta}$:n kaavaan $Y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$.)

c) $\text{Var}(\tilde{\beta}) \geq \text{Var}(\hat{\beta})$. Varianssit ovat yhtäsuuret ainoastaan, jos x_i , $i = 1, \dots, n$, on vakio, jolloin estimaattorit ovat yhtenevät ($\hat{\beta} = \tilde{\beta}$).

d) Tulkitse tuloksesi PNS- tai SU-estimaattorien teorian perusteella.

2. Ositetaan matriisi \mathbf{A} ($m \times n$) alimatriiseihin \mathbf{A}_{ij} ($m_i \times n_j$, $i = 1, \dots, q$ ja $j = 1, \dots, p$):

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{11} & \cdots & \mathbf{A}_{1p} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{A}_{q1} & \cdots & \mathbf{A}_{qp} \end{bmatrix}.$$

Yllä $\sum_{i=1}^q m_i = m$ ja $\sum_{j=1}^p n_j = n$. Osoitetaan, että ositettujen matriisien yhteenlasku-, trasponointi- ja kertolaskusäännöt ovat hyvin samanlaiset kuin osittamattomien matriisien vastaavat säännöt.

a) Olkoon matriisi \mathbf{B} myös dimensioltaan $m \times n$ ja ositettu vastaaviin alimatriiseihin \mathbf{B}_{ij} . Osoita, että

$$\mathbf{A} + \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{11} + \mathbf{B}_{11} & \cdots & \mathbf{A}_{1p} + \mathbf{B}_{1p} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{A}_{q1} + \mathbf{B}_{q1} & \cdots & \mathbf{A}_{qp} + \mathbf{B}_{qp} \end{bmatrix}$$

ja

$$\mathbf{A}' = \begin{bmatrix} \mathbf{A}'_{11} & \cdots & \mathbf{A}'_{q1} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{A}'_{1p} & \cdots & \mathbf{A}'_{qp} \end{bmatrix}.$$

b) Olkoon matriisi \mathbf{B} ($n \times r$) ositettu alimatriiseihin \mathbf{B}_{ij} ($n_i \times r_j$, $\sum_{j=1}^s r_j = r$):

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{11} & \cdots & \mathbf{B}_{1s} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{B}_{p1} & \cdots & \mathbf{B}_{ps} \end{bmatrix}.$$

Osoita, että

$$\mathbf{AB} = \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^p \mathbf{A}_{1k} \mathbf{B}_{k1} & \cdots & \sum_{k=1}^p \mathbf{A}_{1k} \mathbf{B}_{ks} \\ \vdots & & \vdots \\ \sum_{k=1}^p \mathbf{A}_{qk} \mathbf{B}_{k1} & \cdots & \sum_{k=1}^p \mathbf{A}_{qk} \mathbf{B}_{ks} \end{bmatrix}.$$

3. Merkitään $m \times n$ -matriisin \mathbf{A} i :nnettä riviä \mathbf{a}'_i :lla ($1 \times n$) ja j :nnettä saraketta $\mathbf{a}_{(j)}$:llä ($m \times 1$), eli

$$\begin{aligned} \mathbf{A} &= \begin{bmatrix} \mathbf{a}'_1 \\ \vdots \\ \mathbf{a}'_m \end{bmatrix} \\ &= [\mathbf{a}_{(1)} \cdots \mathbf{a}_{(n)}]. \end{aligned}$$

Todista r,s -säätö eli väitteet alla.

a) Matriisin \mathbf{A} kertominen vasemmalta $m \times m$ -diagonaalimatriisilla $\mathbf{D}_v = [d_1 \dots d_m]$ tuottaa matriisin, jonka i . rivi on kerrottu d_i :llä:

$$\mathbf{D}_v \mathbf{A} = \begin{bmatrix} d_1 \mathbf{a}'_1 \\ \vdots \\ d_m \mathbf{a}'_m \end{bmatrix}.$$

b) Matriisin \mathbf{A} kertominen oikealta $n \times n$ -diagonaalimatriisilla $\mathbf{D}_o = [d_1 \dots d_n]$ tuottaa matriisin, jonka i . sarake on kerrottu d_i :llä:

$$\mathbf{A} \mathbf{D}_o = [d_1 \mathbf{a}_{(1)} \cdots d_n \mathbf{a}_{(n)}].$$

4. (Jatkoa HT 2.1:lle.) (i) Johda HT 2.1:n varianssianalyysimallin parametrien μ_1, \dots, μ_p PNS-estimaattorien lausekkeet normaaliyhtälöiden ratkaisukaavaa käyttäen. (ii) Johda PNS-estimaattorien odotusarvot, varianssit ja kovarianssit (eli odotusarvovektori ja kovarianssimatriisi) ja osoita, että PNS-estimaattori $\hat{\boldsymbol{\mu}} = [\hat{\mu}_1 \cdots \hat{\mu}_p]'$ noudattaa multinormaalijakaumaa.

5. Tarkastellaan lineaarista mallia $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$, $\boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$ ($\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p$, $\sigma^2 \in \mathbb{R}^+$, $r(\mathbf{X}) = p$). Osoita, että residuaalivektorille $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}$ pätee $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} = (\mathbf{I}_n - \mathbf{P})\boldsymbol{\varepsilon}$, jossa $\mathbf{P} = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ (ks. monisteen s. 9). Laske tämän ja liitteen A.1 tulosten avulla $E(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}})$, $\text{Cov}(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}})$ ja $\text{Cov}(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}, \hat{\boldsymbol{\beta}})$.

6. Jatkoa edelliselle tehtävälle. 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 ($i = 1, \dots, n$, $j = 1, \dots, p$), $\hat{\boldsymbol{\beta}} = [\hat{\beta}_1 \dots \hat{\beta}_p]'$ ja muut merkinnät ovat kuten monisteessa (ks. s. 8-10).