

Ratkaisuehdotukset 7. laskuharoiitukseen.

7.1

a) Huomataan ensin, että \mathbf{M}_l :n idempotentiuden perusteella R_c^2 :n kaavassa olevan osamäärän osoittaja ja nimittäjä ovat tehtävän tilanteessa

$$\mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}^* = \mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y} = \mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}$$

ja

$$\mathbf{M}_l\mathbf{y}^* = \mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y} = \mathbf{M}_l\mathbf{y}.$$

Vektorin $\mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}$ pituuden neliö on

$$\begin{aligned} \|\mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2 &= \|(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2 \\ &= \{(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})\mathbf{M}_l\mathbf{y}\}'(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})\mathbf{M}_l\mathbf{y} \\ &\stackrel{\text{symm.}}{=} \mathbf{y}'\mathbf{M}_l(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})\mathbf{M}_l\mathbf{y} \\ &\stackrel{\text{idemp.}}{=} \mathbf{y}'\mathbf{M}_l(\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}})\mathbf{M}_l\mathbf{y} \\ &= \mathbf{y}'\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y} - \mathbf{y}'\mathbf{M}_l\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y} \\ &= \|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2 - \|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2. \end{aligned}$$

Saadaan

$$\begin{aligned} R_c^2 &\equiv 1 - \frac{\|\mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}^*\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}^*\|^2} \\ &= 1 - \frac{\|\mathbf{M}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\ &\stackrel{\text{yltä}}{=} 1 - \frac{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2 - \|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\ &= \frac{\|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\ &= \frac{\|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\ &= \frac{\|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_l\mathbf{X}}\mathbf{M}_l\mathbf{y}^*\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}^*\|^2}. \end{aligned}$$

b)

$$\mathbf{P}_2\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1} = \mathbf{X}_2(\mathbf{X}_2'\mathbf{X}_2)^{-1}\mathbf{X}_2\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1[(\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1)'\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1]^{-1}\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1 \stackrel{\mathbf{X}_2\mathbf{M}_2=0}{=} \mathbf{0}_{n \times n},$$

jossa jälkimmäinen yhtäsuuruus seuraa kirjan sivulta 58.

c) Yleisesti pätee

$$\mathbf{M}_t \mathbf{y} = \mathbf{y} - \iota \bar{y},$$

jossa $\bar{y} = n^{-1} \sum_{i=1}^n y_i$. Oletuksen mukaan \mathbf{y} on kuitenkin keskistetty, joten $\bar{y} = 0$ ja

$$\mathbf{M}_t \mathbf{y} = \mathbf{y}.$$

d) Olkoon $\mathbf{y}' \mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k}$. Tällöin

$$\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1} \mathbf{y} = \mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1 [(\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1)' \mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1]^{-1} (\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1)' \mathbf{y} \stackrel{\mathbf{y}' \mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}}{=} \mathbf{0}_{n \times 1}.$$

e) Jos $\mathbf{y}' \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k_1}$, niin

$$\mathbf{P}_1 \mathbf{y} = \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}_1' \mathbf{y} \stackrel{\mathbf{y}' \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}}{=} \mathbf{0}_{n \times 1}.$$

Koska \mathbf{y} on keskistetty, pätee

$$\mathbf{R}_c^2(\mathbf{X}_1) \stackrel{\text{HT } 3.3}{=} \frac{\|\mathbf{P}_1 \mathbf{M}_t \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_t \mathbf{y}\|^2} \stackrel{\mathbf{M}_t \mathbf{y} = \mathbf{y}}{=} \frac{\|\mathbf{P}_1 \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_t \mathbf{y}\|^2} = \mathbf{0}_{n \times 1}.$$

f) Jos \mathbf{X}_1 ja \mathbf{X}_2 ovat ortogonaalisia, niin $\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}_{k_1 \times k_2}$. Tällöin

$$\mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2 = (\mathbf{I}_n - \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}_1') \mathbf{X}_2 \stackrel{\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}}{=} \mathbf{X}_2,$$

$$\mathbf{P}_1 \mathbf{P}_2 = \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 (\mathbf{X}_2' \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2' \stackrel{\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}}{=} \mathbf{0}$$

ja

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{\mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2} &= \mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2 (\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2' \mathbf{M}_1 \\ &= (\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_1) \mathbf{X}_2 (\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2' (\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_1) \\ &\stackrel{\mathbf{P}_1 \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}}{=} \mathbf{X}_2 (\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2' \\ &\stackrel{\mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2 = \mathbf{X}_2}{=} \mathbf{X}_2 (\mathbf{X}_2' \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2' \\ &= \mathbf{P}_2. \end{aligned}$$

Yllä kolmas yhtäsuuruus seuraa \mathbf{X}_1 :n ja \mathbf{X}_2 :n ortogonaalisuudesta, jolloin

$$\mathbf{P}_1 \mathbf{X}_2 = \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}.$$

7.2

HT 7.1 a):n mukaan regression (1) selityysaste $R_c^2(\mathbf{X})$ voidaan laskea kaavalla

$$R_c^2(\mathbf{X}) = \frac{\|\mathbf{P}_X \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}$$

(muuttujat ovat keskistettyjä mutta merkintöjen yksinkertaistamiseksi keskistämistä ei merkitä ”*”-illä). Yllä olevan ja HT 5.4:n perusteella ($\mathbf{P}_X = \mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_1 \mathbf{X}_2} = \mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1}$) pätee:

$$R_c^2(\mathbf{X}) = \frac{\|\mathbf{P}_X \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} = \frac{\|(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1}) \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}. \quad (\text{R})$$

a) Olkoon $\mathbf{y}' \mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k}$ (vihje). Tällöin HT 7.1:n d)-kohdan mukaan

$$\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1} \mathbf{y} = \mathbf{0}_{n \times 1}.$$

Oletuksen perusteella \mathbf{y} on keskistetty, joten (HT 7.1 c))

$$\mathbf{M}_l \mathbf{y} = \mathbf{y}.$$

Edellisten tulosten perusteella

$$\begin{aligned} R_c^2(\mathbf{X}) &\stackrel{(\text{R})}{=} \frac{\|(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1}) \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\ &\stackrel{\mathbf{M}_l \mathbf{y} = \mathbf{y}}{=} \frac{\|(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1}) \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\ &\stackrel{\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1} \mathbf{y} = \mathbf{0}}{=} \frac{\|\mathbf{P}_2 \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\ &\stackrel{\mathbf{M}_l \mathbf{y} = \mathbf{y}}{=} \frac{\|\mathbf{P}_2 \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\ &= R_c^2(\mathbf{X}_2). \end{aligned}$$

Tällöin

$$R_c^2(\mathbf{X}) - R_c^2(\mathbf{X}_2) = 0 \leq R_c^2(\mathbf{X}_1)$$

eli

$$R_c^2(\mathbf{X}) - R_c^2(\mathbf{X}_1) \leq R_c^2(\mathbf{X}_2).$$

Epäyhtälö pätee yllä, jos $\mathbf{y}' \mathbf{X}_1 \neq \mathbf{0}_{1 \times k_1}$ eli jos $R_c^2(\mathbf{X}_1) > 0$. \square

b) Olkoot \mathbf{y} ja \mathbf{X}_1 ortogonaalisia eli $\mathbf{y}'\mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k_1}$ (vihje). Tällöin $\mathbf{P}_2\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1} = \mathbf{0}_{n \times n}$ (HT 7.1 b)) ja

$$\begin{aligned}
R_c^2(\mathbf{X}) - R_c^2(\mathbf{X}_2) &\stackrel{(R)}{=} \frac{\|(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} - \frac{\|\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{\|(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2 - \|\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{(\mathbf{M}_l\mathbf{y})'(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})\mathbf{M}_l\mathbf{y} - (\mathbf{M}_l\mathbf{y})'\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&\stackrel{\mathbf{P}_2\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1}=\mathbf{0}}{=} \frac{(\mathbf{M}_l\mathbf{y})'(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})\mathbf{M}_l\mathbf{y} - (\mathbf{M}_l\mathbf{y})'\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{(\mathbf{M}_l\mathbf{y})'\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y} + (\mathbf{M}_l\mathbf{y})'\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1}\mathbf{M}_l\mathbf{y} - (\mathbf{M}_l\mathbf{y})'\mathbf{P}_2\mathbf{M}_l\mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{\|\mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1}\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l\mathbf{y}\|^2} \\
&= R_c^2(\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1) \\
&\geq 0.
\end{aligned}$$

Yllä epäyhtälö pätee, jos $(\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1)'\mathbf{y} \neq \mathbf{0}_{k_1 \times 1}$ eli jos $R_c^2(\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1) > 0$.¹

HT 7.1:n e)-kohdan mukaan $R_c^2(\mathbf{X}_1) = 0$, jos $\mathbf{y}'\mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k_1}$. Kokoamalla tulokset saadaan

$$R_c^2(\mathbf{X}) - R_c^2(\mathbf{X}_2) > 0 = R_c^2(\mathbf{X}_1)$$

eli

$$R_c^2(\mathbf{X}) - R_c^2(\mathbf{X}_1) > R_c^2(\mathbf{X}_2),$$

jos $\mathbf{y}'\mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k_1}$ ja $(\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1)'\mathbf{y} \neq \mathbf{0}_{k_1 \times 1}$. \square

c) Olkoot \mathbf{X}_1 ja \mathbf{X}_2 ortogonaalisia eli $\mathbf{X}_1'\mathbf{X}_2 = \mathbf{0}_{k_1 \times k_2}$ (vihje). Tällöin HT 7.1:n f)-kohdan mukaan

$$\mathbf{M}_1\mathbf{X}_2 \stackrel{\mathbf{X}_1'\mathbf{X}_2=\mathbf{0}}{=} \mathbf{X}_2,$$

$$\mathbf{P}_{\mathbf{M}_1\mathbf{X}_2} \stackrel{\mathbf{X}_1'\mathbf{X}_2=\mathbf{0}}{=} \mathbf{P}_2$$

ja

$$\mathbf{P}_1\mathbf{P}_2 = \mathbf{0}_{n \times n}.$$

¹Yhtäsuuruus $(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1})(\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1}) = \mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1}$ seuraa vaihtoehtoisesti siitä, että $\mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{\mathbf{M}_2\mathbf{X}_1} = \mathbf{P}_X$ (HT 5.4) ja siitä, että \mathbf{P}_X on idempotentti.

Saadaan

$$\begin{aligned}
R_c^2(\mathbf{X}) &\stackrel{\text{(R)}}{=} \frac{\|(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_{M_1 X_2})\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&\stackrel{\mathbf{P}_{M_1 X_2} = \mathbf{P}_2}{=} \frac{\|(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2)\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{(\mathbf{M}_l \mathbf{y})'(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2)(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2)\mathbf{M}_l \mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&\stackrel{\mathbf{P}_1 \mathbf{P}_2 = 0}{=} \frac{(\mathbf{M}_l \mathbf{y})'(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2)\mathbf{M}_l \mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{(\mathbf{M}_l \mathbf{y})'\mathbf{P}_1 \mathbf{M}_l \mathbf{y} + (\mathbf{M}_l \mathbf{y})'\mathbf{P}_2 \mathbf{M}_l \mathbf{y}}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&= \frac{\|\mathbf{P}_1 \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2 + \|\mathbf{P}_2 \mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2}{\|\mathbf{M}_l \mathbf{y}\|^2} \\
&= R_c^2(\mathbf{X}_1) + R_c^2(\mathbf{X}_2).
\end{aligned}$$

Väite c) pätee siis silloin, kun \mathbf{X}_1 ja \mathbf{X}_2 ovat ortogonaalisia (ja $\mathbf{y}'\mathbf{X}_1 \neq 0$ ja $\mathbf{y}'\mathbf{X}_2 \neq 0$).²□

Tilanteiden $\mathbf{y}'\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k}$, $\mathbf{y}'\mathbf{X}_1 = \mathbf{0}_{1 \times k_1}$ ja $\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}_{k_1 \times k_2}$ tulkintaa:

- Selitettävä on ortogonaalinen "residuaalien" $\mathbf{M}_2 \mathbf{X}_1$ kanssa. Tällöin selitettävä ei korreloi muuttujien \mathbf{X}_1 sen "osan" kanssa, jota muuttujat \mathbf{X}_2 eivät selitä. (Vrt.: Kahden muuttujan välinen korrelaatio poikkeaa nollassa, mutta niiden ehdollinen korrelaatio on nolla.)
- Selitettävä on ortogonaalinen muuttujien \mathbf{X}_1 kanssa mutta korreloi muuttujien \mathbf{X}_1 sen "osan" kanssa, jota muuttujat \mathbf{X}_2 eivät selitä. (Vrt.: Kahden muuttujan välinen korrelaatio on nolla, mutta niiden ehdollinen korrelaatio poikkeaa nollassa.)
- Selittäjät matriiseissa \mathbf{X}_1 ja \mathbf{X}_2 ovat ortogonaalisia.

Johtopäätös: $R_c^2(\mathbf{X}_1)$:n suuruudesta tai pienyydestä ei voi päätellä, onko \mathbf{X}_1 kattavassa mallissa (1) oleellinen tai epäoleellinen selittäjä!

Muuta: Tilanteiden a), b) ja c) tehdyt oletukset eivät käytännössä päde eksaktisti, mutta likimain ne voivat pitää. Tehtävä antaa osviittaa, miten selityksasteet tällöin käyttäytyvät.

²Yhtäsuuruus $(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2)(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2) = \mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2$ seuraa vaihtoehtoisesti siitä, että tehtävän tilanteessa $(\mathbf{P}_1 + \mathbf{P}_2) = \mathbf{P}_2 + \mathbf{P}_{M_1 X_2} = \mathbf{P}_X$ (HT 5.4) ja siitä, että \mathbf{P}_X on idempotentti.

7.3

a) PNS-estimaatti $\hat{\beta}$:lle mallista (1) on $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$. Mallissa (2) selittäjä matrisina on $\mathbf{X}^* = \mathbf{X}\mathbf{A}$. Näin ollen

$$\begin{aligned}\hat{\beta}^* &= (\mathbf{X}^*\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}^*\mathbf{y} \\ &= (\mathbf{A}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{A})^{-1}\mathbf{A}'\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ &= \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}')^{-1}\mathbf{A}'\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ &= \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ &= \mathbf{A}^{-1}\hat{\beta}.\end{aligned}$$

b) Projektiomatriisit ovat identtisiä (kirjan s. 11):

$$\begin{aligned}\mathbf{P}_{\mathbf{X}\mathbf{A}} &= \mathbf{X}\mathbf{A}(\mathbf{A}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{A})^{-1}\mathbf{A}'\mathbf{X}' \\ &= \mathbf{X}\mathbf{A}\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}')^{-1}\mathbf{A}'\mathbf{X}' \\ &= \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' \\ &= \mathbf{P}_{\mathbf{X}}.\end{aligned}$$

Molemmat mallit tuottavat siten samat sovitteet eli $\mathbf{P}_{\mathbf{X}\mathbf{y}}$:n \mathbf{y} -vektorille. Näin ollen myös estimoidut jäännökset ja jäännösvarianssi (s^2) ovat samat malleille.

c) Mallien selitettävät ja jäännökset ovat b)-kohdan perusteella identtiset. R_c^2 on kirjan kaavan (1.09) mukaan $1 - \|\mathbf{M}_{\mathbf{X}\mathbf{y}}\|^2 / \|\mathbf{M}_i\mathbf{y}\|^2$ eli $1 - \text{jäännösneliösumma} / (\text{keskistetyn } y\text{:n neliosumma})$. Kaavaan sijoitettavat suuret ovat samat malleissa (1) ja (2), joten R_c^2 :t ovat samat.

d) Kovarianssimatriisi $\hat{\beta}$:lle on

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}.$$

Kovarianssimatriisi $\hat{\beta}^*$:lle on

$$\begin{aligned}\text{cov}(\hat{\beta}^*) &= \sigma^2(\mathbf{A}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{A})^{-1} \\ &= \sigma^2\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}')^{-1} \\ &= \sigma^2\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}^{-1})'.\end{aligned}$$

Näiden otosvastineet ovat $s^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ ja $s^2\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}^{-1})'$. (Estimaatti s^2 on malleille sama b)-kohdan perusteella.)

e) $\hat{\beta}^*$:n yksittäisen elementin t -arvo on $t_{\beta_i^*=0} = \hat{\beta}_i^* / \text{SE}(\hat{\beta}_i^*)$ (SE viittaa "standard error'iin"). Johdetaan sille esitysmuoto, joka riippuu $\hat{\beta}$:sta. Lasketaan ensin $\hat{\beta}_i^*$:n varianssin estimaatti:

$$\begin{aligned}
[\widehat{\text{SE}}(\hat{\beta}_i^*)]^2 &= [s^2 \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}^{-1})']_{ii} \\
&= \mathbf{e}_i' s^2 \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}^{-1})' \mathbf{e}_i \\
&= s^2 \mathbf{e}_i' \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_i^{-1})' \\
&= s^2 \mathbf{A}_i^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}_i^{-1})'.
\end{aligned}$$

Yllä $[\cdot]_{ii}$ poimii argumenttina olevan matriisin i :n diagonaali-alkion, $\mathbf{e}_i = [0 \dots 0 \ 1 \ 0 \dots 0]'$, jossa "1" on i . termi ($i = 1, \dots, k$) ja \mathbf{A}_i^{-1} on \mathbf{A}^{-1} :n i . vaakarivi. Ylläolevan ja a)-kohdan perusteella

$$\begin{aligned}
t_{\beta_i^*=0} &= \frac{\hat{\beta}_i^*}{\widehat{\text{SE}}(\hat{\beta}_i^*)} \\
&= \frac{\mathbf{A}_i^{-1} \hat{\beta}}{s\{\mathbf{A}_i^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}_i^{-1})'\}^{1/2}}.
\end{aligned}$$

Jälkimmäisellä rivillä osoittajassa on lineaarikombinaatio $\hat{\beta}$:n alkioista.

f) Sijoitetaan $\mathbf{A} = [a_1 \dots a_k]$ kohdan a) vastaukseen:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}^* &= \mathbf{A}^{-1} \hat{\beta} \\
\mathbf{A} &= [a_1 \dots a_k] \quad [a_1^{-1} \dots a_k^{-1}] \hat{\beta} \\
&= \begin{bmatrix} a_1^{-1} \hat{\beta}_1 & \dots & a_k^{-1} \hat{\beta}_k \end{bmatrix}'.
\end{aligned}$$

$\hat{\beta}^*$:n alkioit ovat siis $\hat{\beta}$:n alkioit jaettuna vastaavan muuttujan skaalauskerroimella.

Estimoitujen kertoimien t -arvot eivät muutu: Matriisin \mathbf{A}^{-1} i . vaakarivi on nyt $\mathbf{A}_i^{-1} = [0 \dots 0 \ a_i^{-1} \ 0 \dots]$, jossa a_i^{-1} on i . alkio. Tehtävän tilanteessa

$$\begin{aligned}
t_{\beta_i^*=0} &\stackrel{\text{e)}}{=} \frac{\mathbf{A}_i^{-1} \hat{\beta}}{s\{\mathbf{A}_i^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{A}_i^{-1})'\}^{1/2}} \\
\mathbf{A} &= [a_1 \dots a_k] \quad \frac{[0 \dots 0 \ a_i^{-1} \ 0 \dots] \hat{\beta}}{s\{[0 \dots 0 \ a_i^{-1} \ 0 \dots](\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}[0 \dots 0 \ a_i^{-1} \ 0 \dots]'\}^{1/2}} \\
&= \frac{a_i^{-1} \hat{\beta}_i}{s\{a_i^{-2}[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}]_{ii}\}^{1/2}} \\
&= \frac{\hat{\beta}_i}{s\{[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}]_{ii}\}^{1/2}}. \\
&= t_{\beta_i=0}.
\end{aligned}$$

Tämä on t -arvo mallista (1) laskettuna $\hat{\beta}$:n i :nnelle alkioille.