

Tilastollinen päättely, syksy 2013 - kevät 2014

Harjoitus 6, viikko 3

1. Harjoituksen 5 tehtävässä 2 tarkasteltiin Poisson-regressiomallia $Y_1, \dots, Y_n \perp\!\!\!\perp$ ja $Y_i \sim P(\lambda x_i)$, jossa x_1, \dots, x_n ovat tunnettuja positiivisia lukuja, johdettiin sen SU-estimaattorille lauseke

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

ja todettiin, että $\hat{\lambda}$ on harhaton. Onko $\hat{\lambda}$ tarkentuva, jos $x_i \geq c$ kaikilla i ja c on positiivinen vakio?

2. Olkoot Y_1, \dots, Y_n riippumattomia samoin jakautuneita satunnaismuuttujia jakaumasta, jonka tiheysfunktio on

$$f(y; \theta) = \frac{1}{2}(1 + \theta y), \quad -1 < y < 1, \quad -1 < \theta < 1.$$

Laske parametrille θ estimaattori momenttimenetelmän avulla. Onko saatu estimaattori tarkentuva?

3. Olkoot Y_1, \dots, Y_n riippumattomia samoin jakautuneita satunnaismuuttujia jakaumasta, jonka tiheysfunktio on

$$f(y; \theta) = \exp(-(y - \theta))1_{[\theta, \infty)}(y), \quad y \in \mathbb{R}, \quad \theta \in \mathbb{R}.$$

Johda parametrille θ estimaattori momenttimenetelmän avulla. Onko saatu estimaattori tarkentuva?

Vihje: Osittaisintegroitikaava

$$\int_a^b f(y)g'(y)dy = \left[f(y)g(y) - \int_a^b f'(y)g(y)dy \right]$$

4. Olkoot Y_{ij} , $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, k$ riippumattomia ja $Y_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$. Kyseessä on nyt yksisuuntainen tasapainotettu varianssianalyysi, jossa ryhmäkoko k on kiinteä ja ryhmien lukumäärä on $n (> k)$.

- a) Osoita, että mallin parametrien suurimman uskottavuuden estimaattorit ovat

$$\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k Y_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{ja} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2.$$

- b) Onko $\hat{\sigma}^2$ parametrin σ^2 tarkentuva estimaattori? Kommentoi tulosta.

Vihje: Olkoon $Y_1, \dots, Y_n \sim N(\mu, \sigma^2) \perp\!\!\!\perp$. Tällöin $(n-1)S^2/\sigma^2 \sim \chi_{n-1}^2$, jossa $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$.

5. Olkoot $Y_1, \dots, Y_n \sim G(\alpha, 1/\beta) \perp\!\!\!\perp$, jossa parametri $\alpha > 0$ on tunnettu.

- a) Osoita, että

$$\frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n\alpha}$$

on parametrin β harhaton ja tarkentuva estimaattori.

- b) Osoita, että

$$\frac{\sum_{i=1}^n Y_i^2}{n\alpha(\alpha+1)}$$

on funktion $g(\beta) = \beta^2$ harhaton ja tarkentuva estimaattori.