

Matemaattisten tieteiden kandiohjelma /
MTO

Tilastollinen päättely II

Kurssikoe 7.5.2018 (kesto 2h 30 min)

Sallitut apuvälineet: kirjoitusvälineet, laskin sekä käsinkirjoitettu, A4-kokoinen lunttilappu. Ei taulukkokirjaa

1. Olkoon Y_1, Y_2, \dots, Y_n riippumattomia eksponenttijakautunutta satunnaismuuttujaa ja $Y_i \sim \text{Exp}(1/\mu)$ missä $\mu > 0$. Laske mallin Fisherin informaatio $i(\mu)$ parametrille μ . Olkoon

$$T = T^{(n)} = \frac{Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n}{n}.$$

Näytä, että T on parametrin μ täystehokas harhaton estimaattori.

2. Oletetaan, että $Y_1, \dots, Y_n \perp$ ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita, ja kunkin Y_i :n tiheysfunktio on

$$f(y; \theta) = \theta 2^{-\theta} y^{\theta-1} \mathbf{1}\{0 < y < 2\}$$

ja $\theta > 0$. Etsi jokin 1-ulotteinen parametrin θ tyhjentävä tunnusluku $t = t(\mathbf{y})$, kun aineisto $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$. Laske lisäksi parametrin θ suurimman uskottavuuden estimaatti $\hat{\theta}$. Onko tunnusluku $t(\mathbf{y})$ suurimman uskottavuuden estimaatin jokin muunnos eli onko $t(\mathbf{y}) = g(\hat{\theta}(\mathbf{y}))$?

3. Oletetaan, että havaintoja y_1, \dots, y_n vastaavat satunnaismuuttujat Y_1, \dots, Y_n ovat riippumattomia ja noudattava kukin samaa jatkuvaa jakaumaa, jonka tiheysfunktio on

$$f(y; \theta) = \theta y^{\theta-1} \mathbf{1}\{0 < y < 1\}$$

ja $\theta > 0$ on positiivinen parametri. Halutaan testata nollahypoteesia $H_0: \theta = 3$ kaksisuuntaista vastahypoteesia $H_1: \theta \neq 3$ vastaan.

- a) Johda lää varten sopiva Raon pistemäärätestisuure sekä
b) johda sopiva uskottavuusosamäärän testisuure.

4. a) Selitä, mitä tarkoitetaan tarkentuvuudella?

b) Perustele, miksi tehtävän 1 estimaattori $T = T^{(n)}$ on parametrin μ tarkentuva estimaattori.

c) Oletetaan, että $Y_1, \dots, Y_5 \sim \text{Tas}(0, \theta) \perp$ ovat riippumattomia tasajakautuneita satunnaismuuttujia ja $\theta > 0$. Olkoon $Y_{(5)} = \max(Y_1, \dots, Y_5)$. Näytä, että $W = Y_{(5)}/\theta$ on saranasuure. (vihje: näytä, että kertymäfunktio $F_W(t) = t^5$ kun $0 < t < 1$.)

d) Olkoon $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_5)$ aineisto, $y_i = Y_i(\omega)$ ja merkitään $y_{(5)} = \max(y_1, \dots, y_5)$. Määrittää sellainen $a > 0$, että väli $(y_{(5)}, y_{(5)}/a)$ on parametrin θ luottamustason 95% luottamusväli c)-kohdan saranasuureen W avulla.

Jakaumia:

- Satunnaismuuttuja $X \sim G(\kappa, \lambda)$ noudattaa gammajakaumaa parametreilla $\kappa > 0, \lambda > 0$. Sen tiheysfunktio on

$$f_X(x; \kappa, \lambda) = \frac{\lambda^\kappa}{\Gamma(\kappa)} x^{\kappa-1} e^{-\lambda x} \mathbf{1}\{x > 0\},$$

odotusarvo $\mathbb{E}X = \kappa/\lambda$ ja varianssi $\text{var } X = \kappa/\lambda^2$. Riippumattomien gammajakautuneitten $X_i \sim G(\kappa_i, \lambda)$ summa on gammajakautunut $X_1 + \dots + X_n \sim G(\sum \kappa_i, \lambda)$. Jos $X \sim G(\kappa, \lambda)$ ja $c > 0$ vakio, niin $cX \sim G(\kappa, \lambda/c)$.

- Satunnaismuuttuja $Y \sim \text{Exp}(\lambda)$ noudattaa eksponenttijakaumaa parametrilla $\lambda > 0$. Tämä on gammajakauman erikoistapaus $\text{Exp}(\lambda) = G(1, \lambda)$, ja sen tiheysfunktio on

$$f_Y(y; \lambda) = \lambda e^{-\lambda y} \mathbf{1}\{y > 0\},$$

odotusarvo $\mathbb{E}Y = 1/\lambda$ ja varianssi $\text{var } Y = 1/\lambda^2$. Eksponenttijakauman kertymäfunktio $F_Y(y) = (1 - e^{-\lambda y}) \mathbf{1}\{y > 0\}$.

- Satunnaismuuttuja $Z \sim \chi_n^2$ noudattaa khiin neliön jakaumaa vapausasteella $n > 0$. Tämä on gammajakauman erikoistapaus $\chi_n^2 = G(n/2, 1/2)$ ja sen tiheysfunktio on siten

$$f_Z(z; n) = \frac{2^{-n/2}}{\Gamma(n/2)} z^{n/2-1} e^{-z/2} \mathbf{1}\{z > 0\},$$

odotusarvo $\mathbb{E}X = n$ ja varianssi $\text{var } X = 2n$.

- Satunnaismuuttuja $W \sim \text{Tas}(a, b)$ noudattaa tasajakaumaa välillä (a, b) , missä $b > a$. Sen tiheysfunktio on

$$f_W(w; a, b) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{kun } a < w < b \\ 0, & \text{muuten.} \end{cases}$$

Odotusarvo $\mathbb{E}W = \frac{1}{2}(a+b)$ ja varianssi $\text{var } W = \frac{1}{12}(b-a)^2$.

$$\frac{n}{n \log(2) - \log t} = \kappa \Leftrightarrow n = \kappa (n \log(2) - \log t)$$

$$\Leftrightarrow \frac{n}{\kappa} = n \log(2) - \log t \Leftrightarrow \frac{n}{\kappa} - \log 2 = -\log t$$

$$\Leftrightarrow \log t = \log 2 - \frac{n}{\kappa} \Leftrightarrow t = \exp\left(\log 2 - \frac{n}{\kappa}\right)$$

$$g(\hat{\theta}) = \exp\left(n \log(2) - \frac{n}{n \log(2) - \log(t)}\right) = \exp\left(n \log(2) - \frac{n}{n \log(2) - \log(t)}\right)$$