

TILASTOLLISEN PÄÄTTELYN JATKOKURSSI
9.8.2007
NIEMI

1. Oletetaan T_n , $n=1,2,\dots$, on jono θ :n estimaattoreita, jolle pätee

$$\sqrt{n}(T_n - \theta) \xrightarrow{w} N(0, \sigma^2). \quad (n \rightarrow \infty)$$

Estimoitava $g(\theta)$. Tarkastele $g(\theta)$:n estimaattorijonoa $g(T_n)$, $n=1,2,\dots$; asymptotista jakaumaa tilanteessa $g'(\theta) = 0$, $g''(\theta) \neq 0$
[Ohje: Taylor-sarja].

2. Osoita, että eksponentiaalisen perheen j -kaunille uskottavuusfunktio on yksiselitteinen ratkaisu (1-ulotteinen parametri, tavallinen parametrisointi).

3. Estimaattorijonojen konsistenssi. Anna määritelmä j :lle kerro mikä konsistenssi on klassisiteudessa tähden asia.

Muodosta parametriin

$$P = P(\bar{X} \leq x_0)$$

x_0
estimator

konsistentti estimaattorijono. Perustele konsistenssiominaisuuden voimassaolo.

4. LR-testin testisuureen määrittäminen
tapauksessa $\bar{X} \sim N(\mu, 1)$

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

Toukastele / havainnollista esiaa
myös graafisesti logaritmisidem
ustottamussfunktion kuvaajan avulla.

Tilastollisen päätelyn jatkokurssi/NIEMI

1. Estimattorijonon konsistenssi

- a) Esitä estimattorijonon konsistenssin määritelmä
- b) Miten konsistenssi on läheks ominaisuus
- c) Määritä parametri

$$p = P\{h \bar{X} \leq x_0\}$$

Konsistentti estimattorijonon (perustehtävä?)

Todisi: x_0 on annettu (kiinteä?)

Reaaliluku ja F on tunnettu

= todastettavan satunnaismuuttujan \bar{X} kerlymifunktio.

2. Kaksisuuntaisen testin, t_1 .

tilanne, jossa havaintoyksiköt

luokitellaan kahden kriteerin/parametrijonon mukaan.

Esimerkiksi: kalsideryhman menelit hiusten värin ja silmien värin mukaan (ks. ohjeen liite).

a) Eri to ilmiöt kuvaava satunnaismuuttaja / todennäköisyysmalli

b) Testaamalla hypoteesia

H_0 : merkit ~~alla~~ ovat riippumattomat.

Hypoteesia voidaan testata LR-testillä (uskottavuusosamäärätesti). Määritä testiin asymptotisen jakauman (= χ^2 -jakauma) vapausasteiden määräksi (perustelut ✓)

3) Suurimman uskottavuuden estimaattori (= MLE)

a) Määritä MLE tapauksessa $X \sim \text{Bernoulli}(\theta)$, kun käytettävissä on n kpl x_1, \dots, x_n .

Esimerkin tapauksessa:

b) onko MLE hauras (perustelut)

L) Anni MLE:n varianssin
 luogyytti (perustelut)

4) Rao-Blackwell -menetelmä: mat-
 matikan estimattien varianssin pi-
 mentimiseksi

a) Formuloi Rao-Blackwell-lause

b) Anna esimerkki tilanteesta, jossa

Rao-Blackwell menetelmällä ei
 varianssia ole mahdollista pienentä-

c) Ollaan $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{eri}}{\perp} \text{ i.i.d.}$
 jatkuvasti jakaumassa. $\hat{\mu} = (\hat{X}_{(1)}, \dots, \hat{X}_{(m)})$
 vastaava järjestyksessä.

Laske

$$\hat{\mu} \begin{cases} E(\bar{X}_1 \mid (\hat{X}_{(1)}, \dots, \hat{X}_{(m)})) \\ E(\bar{X} \mid (\hat{X}_{(1)}, \dots, \hat{X}_{(m)})). \end{cases}$$

(24)

5) Olkoon $\underline{X} \sim N(\theta, \sigma^2)$.

Tarkastele θ^2 :n estimaattori-

jonoa $(\bar{X}_n)^2$ $\left[\bar{X}_n = \frac{1}{n} (\underline{X}_1 + \dots + \underline{X}_n) \right]$

$\left[\underline{X}_1, \dots, \underline{X}_n \right] \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(\theta, \sigma^2)$. asymp. kiihto

jakautuma $(n \rightarrow \infty)$, kun

a) $\theta \neq 0$

b) $\theta = 0$

Perustelut (Asymp. tilien normalisuuden
säilymistä muunnoksissa koskevat yleiset
tulokset voi ottaa huomioon).

LIIITE: Tentat 2. Esimerkki 2-suuntaisesta
luokituksesta.

Table B.5 Observed frequencies of people with a particular hair and eye colour

Eye colour	Hair colour				Total
	Black	Brunette	Red	Blond	
Brown	68	119	26	7	220
Blue	20	84	17	94	215
Hazel	15	54	14	10	93
Green	5	29	14	16	64
Total	108	286	71	127	592

TILASTOLLISEN PÄÄTTELYN JATKOKURSSI

TENTTI 20.5.2008

1. Oletetaan $\bar{X} \sim \text{Poisson}(\lambda)$.

- a) Määritä keskeisen raja-arvolauseen mukainen \bar{X}_m in asympotottinen jakauma.
- b) Määritä (varianssin stabiloiva) muunnos $g(\cdot)$, s.e.

$$\sqrt{m} (g(\bar{X}_m) - g(\lambda)) \xrightarrow{L} N(0, c),$$

missä c on λ :sta riippumaton vakio

$\bar{X}_m = m$ in suuruisen \mathbb{I} otoksen otuskeskiarvo.

2. Oletetaan, että

$$\bar{Y}_i \sim N(\alpha, \sigma^2), \quad i = 1, \dots, m \quad \mathbb{I}$$

Muodosta hypoteesin

σ^2 tunnettu

$$H_0: \alpha = \alpha_0$$

L R - testi, osoita, että testi tapauskohtaisesti

saadaan testisuureen tarkan jakauman $\forall m$.

3. Oletetaan

$$\sqrt{n} (\bar{T}_n - \theta) \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2)$$

Estimoitava $g(\theta)$ (g riittävän s\u00e4nn\u00f6l-
linen funktio.) M\u00e4rit\u00e4 $g(\theta)$:n esti-
maattorin $g(\bar{T}_n)$ ~~asymptottilinen~~
asymptottilinen jakauma, kun $g'(\theta) = 0$
& $g''(\theta) \neq 0$.

Olye: Taylor-sarja-kehitys.

4. Oletetaan $\bar{X} \sim N(\theta, \sigma^2/n)$, $\theta \neq 0$, σ^2 tunnettu.

Osoita, ettei

$$\delta_n = (\bar{X}_n)^2 - \sigma^2/n \quad (\sigma^2 \text{ tunnettu})$$

on θ^2 :n

a) Marshallin j-

b) asymptotisesti normaalinen
estimaattori.

c) M\u00e4rit\u00e4 asympt. jakauma.

Poisson-jakauma: $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$:

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, \dots$$

Normaali-jakauma: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

TILASTULLISEN PÄÄTTELYN JATKOKURSSI 12/6 2008

1. θ :n suhteen minimaalisen tyhjentyksen tunnustuksen konstruktio aliluokkamenetelmällä kun $X \sim \text{Bernoulli}(\theta)$. Esikä myös (teoria-)perusteet aliluokkamenetelmän käyttöä tällaisessa tilanteessa.

2. LR-testin määrittäminen tapauksessa

$$X \sim N(\mu, 1)$$

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

Havainnollista LR-testisuureen arvon määrittämiseksi myös graafisesti logaritmoitujen uskottavuusfunktion avulla.

3. a) Formuloi Rao-Blackwell lause. Miten on Rao-Blackwell menetelmän käyttö tarkoitus?

3. b) Oletetaan $\underline{X} \sim \text{Poisson}(\lambda)$.

Sovelleta Rao-Blackwell menetelmää λ :n markkanttomalle estimattorille \bar{X} ja λ :n suhteen tehokkaimmalle tunnusluvulle $T = \underline{X}_1 + \dots + \underline{X}_n$ ($\underline{X} = (\underline{X}_1, \dots, \underline{X}_n) \perp \sigma_{\lambda}$). Miten tulokset kertoo \bar{X} :n ominaisuuksista λ :n estimattorina.

4. Oletetaan \underline{X} satunnaisvektori, jolle on voimassa

$P\{\underline{X} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}\} = \theta_1$, $P\{\underline{X} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}\} = \theta_2$, $P\{\underline{X} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}\} = 1 - \theta_1 - \theta_2$
(kolme vaihtoehtoista arvoa) & $\theta_1 > 0$, $\theta_2 > 0$, $\theta_1 + \theta_2 < 1$.

- Määritä \underline{X} :n varianssi/kovarianssimatriisi.
- Määritä keskeisen raja-lauseen mukainen \bar{X} :n rajajakauma ($\bar{X}_n = \sigma_{\lambda}$ keskeisarvo, kun $\bar{X}_i \sim \bar{X} \perp \perp$, $i = 1, \dots, n$).

21.10.2008

Tilastollisen päätelyn jatkokurssi

1. Olkoon \tilde{X} satunnaisvektori, jolle on voimassa

$P\{\tilde{X} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}\} = \theta_1, P\{\tilde{X} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}\} = \theta_2$

$P\{\tilde{X} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}\} = 1 - \theta_1 - \theta_2$

(kolumne vaihtoehtoista arvoa) \leftarrow

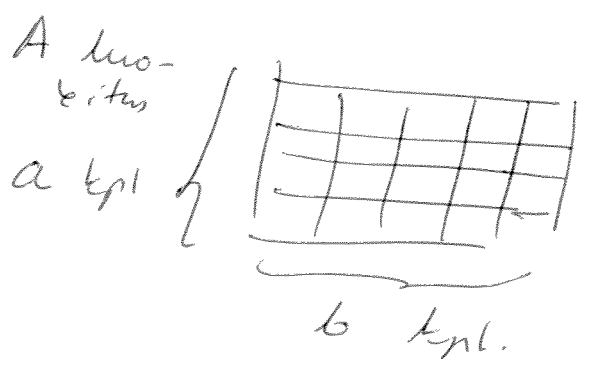
$\theta_1 \geq 0, \theta_2 \geq 0, \theta_1 + \theta_2 \leq 1$

a) Määritä \tilde{X} :n varianssi/kovarianssimatriisi.

b) Määritä keskeisen raja-arvolauseen mukainen

\bar{X}_n :n raja-jakauma ($\bar{X}_n =$ otoskeskiarvo, kun $\tilde{X}_i \sim \tilde{X} \quad \forall, i=1, \dots, n$).

2. Käsisuuntainen luokitus



(Esim. A \leftrightarrow kiustenväri)
B \leftrightarrow siturien väri)

B-luokitus

a) Ilmiöksi kuvaava todennäköisyys-
malli/jakauma 2

b) Esitä hypoteesi

H_0 : A-luokitus on riippumaton
B-luokitukselta

parametrisessa muodossa,

c) Määritä vastaavan uskottavuus-
varamäärän asympotottinen jakauma
(tulee usein yleisiin teoreettisiin).
Vapausasteiden lukumäärä on perusteltava!

3. a) Formula: Rao-Blackwell lause
Oikea on Rao-Blackwell menetelmän
kykytarkoitus.

b) Olkoon $X \sim N(\mu, 1)$. Käytä
Rao-Blackwell menetelmää

μ :n matemaattiselle estimaattorille

\bar{X} ja μ :n suhteen ajkenteille

arvusturulle $T = \bar{X}_1 + \dots + \bar{X}_n$

($\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_n$ II otos), \therefore Tulkitse

allos \bar{X} :n Minimum Variance

Unbiased Estimator -ominaisuuden

kaasmatz.

4. Oletetaan; $E(\bar{X}) = \mu$, $\text{Var}(\bar{X}) = \sigma^2 < \infty$

& $\mu_4 < \infty$.

Mitit oaat samaa σ :n estimaattorin

$\sqrt{s_n^2}$ asymptotisesti ominaisuuksista?

Perustelut?

olje: Tarkenda tulokseen

$$\sqrt{n} (s_n^2 - \sigma^2) \xrightarrow{L} N(0, \mu_4 - \sigma^4)$$

($n \rightarrow \infty$)

Tässä:
$$s_m^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2$$

$$s_m^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2$$

$$\mu_4 = E(S^4).$$

5. a) Palautta mieleen (= esite)

tylijentävyyden määrittelmä

ja sen tulkinta.

b) Miten tunnustavun tylijentävyys on tällöin asia?

12.11.2008 Tilastollisen päättelyn jatko koe.

1. a) Formuloi Rao-Blackwell lause. Miten Rao-Blackwell menetelmän käyttöä edistää?

b) Oletetaan $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Käytä Rao-Blackwell menetelmää μ :n mahdollisimman alle estimaattisille \bar{X} ja μ :n suhteen tyhjentävälle tunnustukselle $T = X_1 + \dots + X_n$ ($X_1, \dots, X_n \perp\!\!\!\perp \sigma^2$). Tulkitse tulos \bar{X} :n Minimum Variance Unbiased Estimator - ominaisuuksien kannalta.

2. ~~1)~~ Oletetaan, että $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$.
a) Määritä \bar{X}_n :n asymptottinen (2 p) normaalijakauma.
b) Määritä (varianssin stabiloiva) (4 p) muunnos $g(\cdot)$, ts. muunnos $g(\cdot)$,

jolle pitee

$$\sqrt{n} (g(\bar{X}_n) - g(\lambda)) \xrightarrow{L} N(0, c)$$

missä c on jokin λ :sta riippumaton vakio.

Huom. $\bar{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)$

$$X_1, \dots, X_n \text{ i.i.d.}$$

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda) \Rightarrow E(X) = \lambda, \text{Var}(X) = \lambda.$$

3. Oletetaan; $\sqrt{n} (T_n - \theta) \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2)$

Estimoitava $g(\theta)$, (kun g on riittävän säännöllinen muunnos).
Tarkastele $g(\theta)$:n estimaattin

$g(T_n)$ asympotottista jatkuvuustilanteessa $g'(\theta) = 0, g''(\theta) \neq 0$

[ohje: Taylor sarjatarkeutus].

4. Oletetaan $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Muodosta LR-testisuure (= uskottavuus-
osamäärätekijä) ja toista se esitys
muodossa, josta nähdään tarkka
jakauma äärellisillä n :n arvoilla, kun

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2.$$

Miten kriittinen alue määrittyy

Arvi: tapauksessa?

Olje: μ in $MLE = \bar{X}$ sekä vapaa
etti sidotun (H_0 in vallitessa) mallin
tapauksessa $\hat{\sigma}_{MLE}^2 = \hat{\sigma}_n^2$ (vapaa
mallin tapauksessa)

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

5 . Estimattorin konsistenssi.

a) Esite määritelmä

b) Määritelmä parametrin

$$P = F(\bar{X} \leq x_0)$$

x_0 Esite
 $F = \bar{X}$:n
kertym.funktio

konsistentti estimaattori, tähtöehtona

\bar{X} :stä saadut riippumattomat

havainnot X_1, \dots, X_n .

Perustele konsistenssiominaisuus!